Mehr Ungleichheit trotz Wachstum?

EINKOMMENSVERTEILUNG UND ARMUT IN OECD-LÄNDERN



OECD

Mehr Ungleichheit trotz Wachstum?

EINKOMMENSVERTEILUNG UND ARMUT IN OECD-LÄNDERN



ORGANISATION FÜR WIRTSCHAFTLICHE ZUSAMMENARBEIT UND ENTWICKLUNG

Die OECD ist ein in seiner Art einzigartiges Forum, in dem die Regierungen von 30 demokratischen Staaten gemeinsam daran arbeiten, den globalisierungsbedingten Herausforderungen im Wirtschafts-, Sozial- und Umweltbereich zu begegnen. Die OECD steht auch in vorderster Linie bei den Bemühungen um ein besseres Verständnis der neuen Entwicklungen und der dadurch ausgelösten Befürchtungen. Sie hilft den Regierungen dabei, diesen neuen Gegebenheiten Rechnung zu tragen, indem sie Untersuchungen zu Themen wie Corporate Governance, Informationswirtschaft oder Probleme der Bevölkerungsalterung durchführt. Die Organisation bietet den Regierungen einen Rahmen, der es ihnen ermöglicht, ihre Politikerfahrungen auszutauschen, nach Lösungsansätzen für gemeinsame Probleme zu suchen, empfehlenswerte Praktiken aufzuzeigen und auf eine Koordinierung nationaler und internationaler Politiken hinzuarbeiten.

Die OECD-Mitgliedstaaten sind: Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Island, Italien, Japan, Kanada, Korea, Luxemburg, Mexiko, Neuseeland, die Niederlande, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Schweden, Schweiz, die Slowakische Republik, Spanien, die Tschechische Republik, Türkei, Ungarn, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten. Die Kommission der Europäischen Gemeinschaften nimmt an den Arbeiten der OECD teil.

Über die OECD-Veröffentlichungen finden die Arbeiten der Organisation weite Verbreitung. Letztere erstrecken sich insbesondere auf Erstellung und Analyse statistischer Daten und Untersuchungen über wirtschaftliche, soziale und umweltpolitische Themen sowie die von den Mitgliedstaaten vereinbarten Übereinkommen, Leitlinien und Standards.

Das vorliegende Dokument wird unter der Verantwortung des Generalsekretärs der OECD veröffentlicht. Die darin zum Ausdruck gebrachten Meinungen und Argumente spiegeln nicht zwangsläufig die offizielle Einstellung der Organisation oder der Regierungen ihrer Mitgliedstaaten wider.

Originalfassungen veröffentlicht unter dem Titel:

Growing Unequal?

INCOME DISTRIBUTION AND POVERTY IN OECD COUNTRIES

Croissance et inégalités

DISTRIBUTION DES REVENUS ET PAUVRETÉ DANS LES PAYS DE L'OCDE

Übersetzung durch den Deutschen Übersetzungsdienst der OECD

Korrigenda zu OECD-Veröffentlichungen sind verfügbar unter: *www.oecd.org/editions/corrigenda*.

© OECD 2008

Die OECD gestattet das Kopieren, Herunterladen und Abdrucken von OECD-Inhalten für den eigenen Gebrauch sowie das Einfügen von Auszügen aus OECD-Veröffentlichungen, -Datenbanken und -Multimediaprodukten in eigene Dokumente, Präsentationen, Blogs, Websites und Lehrmaterialen, vorausgesetzt die OECD wird in geeigneter Weise als Quelle und Urheberrechtsinhaber genannt. Sämtliche Anfragen bezüglich Verwendung für öffentliche oder kommerzielle Zwecke bzw. Übersetzungsrechte sind zu richten an: *rights@oecd.org*. Die Genehmigung zur Kopie von Teilen dieser Publikation für den öffentlichen oder kommerziellen Gebrauch ist direkt einzuholen beim Copyright Clearance Center (CCC) unter *info@copyright.com* oder beim Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC) unter *contact@cfcopies.com*.

Vorwort

Die Furcht vor wachsender Einkommensungleichheit und Armut nimmt in den gegenwärtigen Diskussionen über die Auswirkungen der Globalisierung auf Wirtschaft und Gesellschaft der OECD-Länder großen Platz ein. Diese Furcht ist für sich genommen wohl das wichtigste Argument derjenigen, die die Ansicht vertreten, dass wir uns der stärkeren Integration der Gesellschaftsstrukturen und Volkswirtschaften entgegenstemmen sollten und dass der zunehmende grenzüberschreitende Güter-, Dienstleistungs- und Personenverkehr eine Gefahr für den Lebensstandard und die Arbeitsbedingungen von Millionen Menschen in Industriestaaten ebenso wie weniger entwickelten Ländern darstellt. Ich halte diese Antworten für falsch, glaube aber auch, dass die Ängste, auf die sie sich gründen, ernst genommen werden sollten. Die Globalisierung eröffnet Chancen für ein ausgefüllteres und besseres Leben, damit diese jedoch optimal genutzt werden können, gilt es, die Asymmetrien bei der Verteilung der Vorteile und der Kosten der Globalisierung zu korrigieren.

Um dieses Ziel zu verwirklichen, muss eine geeignete statistische Infrastruktur zur Überwachung der Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut im zeitlichen Verlauf aufgebaut und weitergeführt werden. Das ist eine Aufgabe, der sich die OECD seit vielen Jahren widmet. Dies begann Mitte der 1970er Jahre mit der Pionierarbeit von Malcom Sawyer für den OECD-Wirtschaftsausblick *und setzte sich Mitte der 1990er Jahre mit dem Bericht fort, den ein Team führender Wissenschaftler auf diesem Gebiet (Tony Atkinson, Lee Rainwater und Tim Smeeding) für die OECD erstellte. Seit dieser Zeit hat die OECD die Entwicklung der Einkommensungleichheit und der Armutssituation regelmäßig beobachtet, und zwar anhand einer Reihe von standardisierten Aufstellungen auf der Basis nationaler Datensätze und einheitlicher Annahmen und Definitionen. Diese Aufstellungen werden der OECD von einem Netz nationaler Referenten geliefert. Die Verantwortung für die in der vorliegenden Publikation enthaltenen Analysen und möglichen Fehler liegt zwar allein bei den Autoren, ohne die fortgesetzte Kooperation dieses Kreises von Freunden und Kollegen wäre sie aber nicht zustande gekommen.*

Auch wenn dieser Bericht auf einer langen Reihe früherer OECD-Arbeiten aufbaut, stellt er für die OECD doch einen Meilenstein dar. Zum einen weil er erstmals Informationen zu diesem Thema liefert, die sich auf alle 30 OECD-Länder erstrecken. Zum anderen weil diese Informationen recht aktuell sind (sie beziehen sich auf Mitte der 2000er Jahre), womit sich die zeitliche Verzögerung, die für frühere OECD-Untersuchungen in diesem Bereich kennzeichnend war, deutlich reduziert. Und schließlich weil er Informationen zu den monetären Haushaltseinkommen (das Standardkonzept, das von der OECD zur Messung der Ressourcenverteilung verwendet wird) mit solchen zu anderen wirtschaftlichen Ressourcen (öffentliche Sachleistungen, Vermögensgüter der Haushalte) verbindet, die zum Wohlergehen des Einzelnen und der Familie beitragen.

In diesen Bericht sind Beiträge von zahlreichen OECD-Mitarbeitern sowie von Experten außerhalb der Organisation eingeflossen. Michael Förster und Marco Mira d'Ercole von der OECD-Abteilung Sozialpolitik koordinierten die Datensammlung. Kapitel 1 wurde von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole verfasst; Kapitel 2 und 3

von Marco Mira d'Ercole und Aderonke Osikonimu (zurzeit an der Universität Freiburg); Kapitel 4 von Peter Whiteford, zum Zeitpunkt der Redaktion dieses Kapitels Senior Economist in der OECD-Abteilung Sozialpolitik und gegenwärtig Dozent am Social Policy Research Centre der University of New South Wales, Australien; Kapitel 5 von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole; Kapitel 6 von Anna Cristina D'Addio, OECD-Abteilung Sozialpolitik; Kapitel 7 von Romina Boarini, OECD-Hauptabteilung Wirtschaft, und Marco Mira d'Ercole; Kapitel 8 von Anna Cristina D'Addio; Kapitel 9 von François Marical (INSEE), Marco Mira d'Ercole (OECD), Maria Vaalavuo (European University Institute, Florenz) und Gerlinde Verbist (Universität Antwerpen); Kapitel 10 von Markus Jäntti (Åbo Akademi University), Eva Sierminska (CEPS) und Tim Smeeding (Syracuse University); und Kapitel 11 von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole. Hintergrundmaterial findet sich auf der OECD-Website unter www.oecd.org/els/social/inequality. Patrick Hamm bereitete den Bericht für die Veröffentlichung vor. Mark Pearson, Leiter der OECD-Abteilung Sozialpolitik, führte die Aufsicht über seine Ausarbeitung und lieferte wertvolle Kommentare zu den verschiedenen Fassungen.



Angel Gurria
Generalsekretär der OECD

Dank

Die meisten der den Analysen in diesem Bericht zu Grunde liegenden Daten wurden über ein Netz nationaler Referenten erfasst (siehe unten stehende Liste), die standardisierte Aufstellungen auf der Basis vergleichbarer Definitionen und methodischer Ansätze geliefert haben. Ohne deren langjährige Anstrengungen wäre dieser Bericht nicht denkbar gewesen. Die OECD möchten ihnen für ihren wertvollen Beitrag danken.

Für die Datenerfassung zuständige nationale Referenten
OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung, Erhebungswelle 2008

Land	*Referent*	*Institution*
Australien	Jan Gatenby	Australian Bureau of Statistics
Belgien	Karel Van den Bosch und Gerlinde Verbist	Universität Antwerpen
Dänemark	Peter Bach-Mortensen und Lars Pantman	Finanzministerium
Deutschland	Markus Grabka	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW)
EU-Länder	Marton Medgyesi	Social Research Centre (TARKI)
Finnland	Heikki Viitamäki	Government Institute for Economic Research (VATT)
Frankreich	Jerôme Accardo und Jerôme Pujol	Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE)
Griechenland	Mitrakos Theodoros	Griechische Nationalbank
Irland	Kathryn Carty	Central Statistics Office
Island	Stefán Þór Jansen	Statistics Iceland
Italien	Gaetano Proto	Istituto Nazionale di Statistitica (ISTAT)
Japan	Katsuhisa Kojima und Yoshihiro Kaneko	Institute of Population and Social Security Research (ISSP)
Kanada	Shawna Brown und Brian Murphy	Statistics Canada
Korea	Shinho Kim	Korean National Statistical Office
Luxemburg	Frédéric Berger	Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-économiques (CEPS/INSTEAD)
Mexiko	Ana Laura Pineda Manriquez	Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI)
Neuseeland	Caroline Brooking	Statistics New Zealand
Niederlande	Wim Bos	Central Bureau of Statistics
Norwegen	Jon Epland	Statistics Norway
Österreich	Gudrun Biffl und Martina Agwi	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
Polen	Mikolaj Haponiuk	Central Statistical Office of Poland
Portugal	Eduarda Gois	Instituto Nacional de Estatística (INE)
Schweden	Thomas Pettersson und Tomas Petterson	Finanzministerium
Schweiz	Ueli Oetliker und Anne Cornali	Statistik Schweiz
Slowak. Rep.	Ludmila Ivancikova	Statistical Office of the Slovak Republic
Spanien	Marta Adiego Estella	Instituto Nacional de Estadística (INE)
Tschech. Rep.	Ales Kanka	Czech Statistical Office
Türkei	Murat Karakas	State Institute of Statistics
Ungarn	Márton Medgyesi	Social Research Center (TARKI)
Ver. Königreich	Asghar Zaidi	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD)
Ver. Staaten	John Coder	Sentier Research LLC

Inhaltsverzeichnis

Einführung 15

Teil I
HAUPTMERKMALE DER UNGLEICHHEIT

Kapitel 1 **Verteilung der Haushaltseinkommen in OECD-Ländern: Wie sehen ihre Hauptmerkmale aus?** 23

Einführung 24
Wie stellt sich die Verteilung der Haushaltseinkommen im Ländervergleich dar? 24
Hat die Streuung der Haushaltseinkommen im Zeitverlauf zugenommen? 26
Einkommensniveaus in den verschiedenen Dezilen der Verteilung 36
Schlussbetrachtungen 39
Anmerkungen 39
Literaturverzeichnis 41
Anhang 1.A1 OECD-Daten zur Einkommensverteilung: Hauptmerkmale 43
Anhang 1.A2 Zusätzliche Tabellen und Abbildungen 51

Teil II
HAUPTDETERMINANTEN DER UNGLEICHHEIT

Kapitel 2 **Demografischer Wandel und veränderte Lebensformen: Führen sie zu einer größeren Spreizung bei der Verteilung der Haushaltseinkommen?** 59

Einführung 60
Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur der einzelnen Länder 60
Demografische Unterschiede bei der Einkommensverteilung 62
Der Einfluss der Bevölkerungsstruktur auf summarische Messgrößen der Einkommensungleichheit 67
Veränderungen des relativen Einkommens verschiedener Gruppen 69
Schlussbetrachtungen 72
Anmerkungen 72
Literaturverzeichnis 73
Anhang 2.A1 Bevölkerungsstruktur in ausgewählten OECD-Ländern 75

Kapitel 3 **Verdienst- und Einkommensungleichheit: Die Zusammenhänge verstehen** 79

Einführung 80
Wichtigste Muster bei der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen von Vollzeitbeschäftigten 81
Verdienstverteilung unter allen Arbeitnehmern: die Bedeutung atypischer Beschäftigungsformen 85
Vom persönlichen Erwerbseinkommen zum Erwerbseinkommen der Haushalte: Welche Faktoren kommen ins Spiel? 87
Vom Erwerbseinkommen der Haushalte zum Markteinkommen 92

Schlussbetrachtungen 93
Anmerkungen 95
Literaturverzeichnis 97

Kapitel 4 **Wie viel Umverteilung bewirkt der Staat? Die Rolle von monetären Transleistungen und Steuern** 99

Einführung 100
Ein Rahmen für die Verbuchung von Haushaltseinkommen 100
Zielgruppenorientierung und Progressivität: Welchen Einfluss haben Sozialprogramme und Steuern auf die Einkommensverteilung? 101
Niveau und Merkmale der öffentlichen monetären Transfers und der Steuern der privaten Haushalte 104
Wie viel Umverteilung erfolgt über öffentliche monetäre Transfers und über Steuern? 110
Umverteilung zu Gunsten der Haushalte am unteren Ende der Einkommensskala: Interaktionen zwischen Umfang und Zielgruppenorientierung von Leistungen und Steuern 117
Effizientere Messungen der vom Wohlfahrtsstaat erzielten Ergebnisse 119
Schlussbetrachtungen 121
Anmerkungen 121
Literaturverzeichnis 123

Teil III
MERKMALE DER ARMUT

Kapitel 5 **Armut in den OECD-Ländern: Eine Beurteilung auf der Basis des statischen Einkommens** 127

Einführung 128
Höhe und Trends der Einkommensarmut insgesamt 128
Armutsrisiken für verschiedene Bevölkerungsgruppen 132
Die Rolle der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der staatlichen Transferleistungen bei der Reduzierung der Einkommensarmut 143
Bestimmungsfaktoren für Veränderungen der Armutsquoten seit Mitte der 1990er Jahre 146
Schlussbetrachtungen 149
Anmerkungen 150
Literaturverzeichnis 153
Anhang 5.A1 In der Analyse zu Grunde gelegte Niedrigeinkommensschwellen 155
Anhang 5.A2 Alternative Schätzungen der wichtigsten Armutsindikatoren 157

Kapitel 6 **Bleibt Einkommensarmut im Zeitverlauf bestehen? Befunde aus Längsschnittdaten** 159

Einführung 160
Längsschnittdaten und dynamische Armutsmessgrößen 160
Unterscheidung zwischen vorübergehenden und dauerhaften Armutsphasen 161
Die Zusammensetzung der dauerhaften Armut 162
Armutseintritte und -austritte und deren Häufigkeit 168
Ereignisse, die den Eintritt in Armut auslösen 170
Einkommensmobilität und Persistenz der Armut 172
Schlussbetrachtungen 174
Anmerkungen 176
Literaturverzeichnis 178

Kapitel 7 **Nichteinkommensbezogene Armut: Was können wir aus Indikatoren der materiellen Deprivation lernen?** 181

Einführung 182
Materielle Deprivation als ein Ansatz zur Armutsmessung 182
Merkmale der materiellen Deprivation in vergleichender Perspektive 185
Schlussbetrachtungen 197
Anmerkungen 198
Literaturverzeichnis 200
Anhang 7.A1 Prävalenz nichteinkommensbezogener Armut auf der Grundlage einer synthetischen Messgröße mehrfacher Deprivation 201

Teil IV
WEITERE DIMENSIONEN DER UNGLEICHHEIT

Kapitel 8 **Intergenerative Mobilität: Wird die Einkommensungleichheit dadurch kompensiert oder verstärkt?** 207

Einführung 208
Intergenerative Weitergabe von Benachteiligung: ein Überblick 208
Spielt die intergenerative Weitergabe von Benachteiligung eine Rolle für die Politik? 218
Schlussbetrachtungen 220
Anmerkungen 221
Literaturverzeichnis 222

Kapitel 9 **Öffentliche Dienstleistungen: Wie verändern sie die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte?** 227

Einführung 228
Erkenntnisse aus früheren Untersuchungen 228
Neue empirische Untersuchungsergebnisse 236
Schlussbetrachtungen 250
Anmerkungen 251
Literaturverzeichnis 255

Kapitel 10 **Wie ist das Haushaltsvermögen verteilt? Befunde aus der Luxemburger Vermögensstudie** 259

Einführung 260
Haushaltsvermögen und Sozialpolitik 260
Grundlegende LWS-Messgrößen und -Methoden 262
Grundstrukturen der Verteilung des Haushaltsvermögens 264
Gemeinsame Muster bei Einkommens- und Vermögensungleichheit 269
Schlussbetrachtungen 276
Anmerkungen 277
Literaturverzeichnis 278
Anhang 10.A1 Merkmale der Luxemburger Vermögensstudie 281

Teil V
RESÜMEE

Kapitel 11 **Ungleichheit bei der Verteilung wirtschaftlicher Ressourcen: Wie hat sich die Ungleichheit entwickelt und welche Maßnahmen können die Regierungen ergreifen?** 289

Einführung 290
Welches sind die wichtigsten Merkmale der Verteilung der Haushaltseinkommen in den OECD-Ländern? 290

Welche Faktoren waren für die Veränderungen in der Verteilung der Haushaltseinkommen maßgeblich? 296
Können wirtschaftliche Ungleichheiten bei alleiniger Betrachtung der monetären Einkommen evaluiert werden? 302
Welche Konsequenzen haben diese Ergebnisse für Maßnahmen zur Reduzierung der Armut und der Ungleichheit? 310
Schlussbetrachtungen 315
Anmerkungen 315
Literaturverzeichnis 316

Kästen

1.1 Veränderungen am oberen Ende der Einkommensverteilung 32
1.2 Welcher Zusammenhang besteht zwischen Einkommensungleichheit und Lohnanteil? 35
3.1 Konzeptuelle Merkmale der OECD-Statistiken über die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen 81
3.2 Woraus erklärt sich die größere Ungleichheit bei den Erwerbseinkommen der Partner im Vergleich zu denen der Haushaltsvorstände? 89
5.1 Subjektive Einstellungen gegenüber der Armut 133
7.1 Wichtigste Ergebnisse früherer empirischer Untersuchungen der materiellen Deprivation 184
7.2 Beschreibung der in diesem Abschnitt betrachteten Deprivationsmerkmale 190
9.1 Konzeptuelle und methodologische Probleme 229
9.2 Umverteilungseffekte der Gesundheitsversorgung auf der Basis der tatsächlichen Inanspruchnahme 240
9.3 Schätzungen der verdeckten Subvention für Mieter im öffentlichen Wohnungsbau ... 245
11.1 Warum beschäftigen Einkommensungleichheiten die Menschen? 291

Tabellen

1.1 Trendmäßige Entwicklung der realen Haushaltseinkommen nach Quintilen 29
1.2 Zu- und Abnahmen der Einkommensanteile der verschiedenen Quintile 31
2.1 Kinderzahl je Frau nach Haushaltseinkommensquintil 65
2.2 Veränderungen der Einkommensungleichheit unter Annahme einer konstanten Bevölkerungsstruktur 68
3.1 Nichtbeschäftigungsquoten und Anteil der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen 90
3.2 Größe und Konzentration verschiedener Elemente der Kapitaleinkommen, Mitte der 2000er Jahre 94
4.1 Rahmen für die Verbuchung der Einkommen 101
4.2 Anteile der monetären Leistungen und der Steuern am Haushaltsnettoeinkommen ... 105
4.3 Progressivität von Transferleistungen und Steuern 107
4.4 Progressivität der monetären Transfers nach Leistungsart 108
4.5 Alternative Messgrößen der Steuerprogressivität in OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre 109
4.6 Effektivität und Effizienz von Steuern und Transfers bei der Reduzierung der Ungleichheit 117
4.7 Umverteilung über monetäre Transfers und Steuern zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensskala, Mitte der 2000er Jahre 118
5.1 Armutsquoten von Personen im Erwerbsalter und Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Erwerbsalter, nach Haushaltsmerkmalen 137
5.2 Armutsquoten von Kindern und Personen in Haushalten mit Kindern nach Haushaltsmerkmalen 140
5.3 Armutsquoten älterer Personen und von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Rentenalter ist, nach Haushaltsmerkmalen 142

5.4 Aufschlüsselung der Veränderung der Armutsquoten von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Erwerbsalter ist, nach ausgewählten Komponenten ... 148
5.5 Aufschlüsselung der Veränderung der Armutsquoten von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Rentenalter ist, nach ausgewählten Komponenten 149
6.1 Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut in den einzelnen Ländern nach Alter 164
6.2 Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut nach Haushaltstyp 166
6.3 Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut für Alleinstehende, nach Geschlecht und Präsenz von Kindern 167
6.4 Prävalenz verschiedener Armutsabfolgen bei Personen, die in einem oder zwei der betrachteten Jahre unter Einkommensarmut leiden 169
6.5 Übergangsmatrix zwischen Einkommensquintilen, OECD-Durchschnitt 173
6.6 Messgrößen der Einkommensmobilität und -immobilität in einem Dreijahreszeitraum 174
6.7 Anteil der im ersten Jahr von Einkommensarmut Betroffenen, die im letzten Beobachtungsjahr andere Einkommensniveaus erreicht haben 175
7.1 Anteil der Haushalte, die nach eigenen Angaben von verschiedenen Formen materieller Deprivation betroffen sind, um 2000 187
7.2 Prävalenz verschiedener Formen materieller Deprivation 192
7.3 Risiko von zwei oder mehr Formen der Deprivation für Mitglieder von Haushalten mit Vorstand im Erwerbsalter, nach Haushaltsmerkmalen 196
8.1 Intergenerative Mobilität über die Einkommensverteilung 210
8.2 Was erklärt die Korrelation der Einkommen über mehrere Generationen? 212
8.3 Unterschiede bei den Durchschnittsleistungen 15-Jähriger in Mathematik nach verschiedenen Hintergrundmerkmalen 215
8.4 Anteil der Erwachsenen, die verschiedenen Aussagen über Verteilungsgerechtigkeit zustimmen 217
9.1 Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung aller Kategorien öffentlicher Dienstleistungen für Haushalte 239
9.2 Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der Ausgaben für Vorschulbildung 242
9.3 Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der öffentlichen Ausgaben für Primar-, Sekundar- und Tertiärbildung 243
9.4 Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der Ausgaben für alle öffentlichen Dienstleistungen 247
10.1 Beteiligung der privaten Haushalte an Vermögenswerten 265
10.2 Portfoliostruktur der privaten Haushalte 267
10.3 Verteilung des Nettovermögens der privaten Haushalte 269
10.4 Anteil mit positivem Nettovermögen und mittlere Bestände an Vermögen und Verbindlichkeiten, aller Personen und Einkommensarme 271
10.5 Werte der Aktiva und Passiva für Personen an verschiedenen Punkten der Verteilung, alle Personen und Einkommensarme 272
10.6 Gini-Koeffizient des Nettovermögens der privaten Haushalte, alle Personen und Einkommensarme 273
11.1 Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut 294
11.2 Effekt der Veränderungen der Bevölkerungsstruktur auf die Einkommensungleichheit 297
11.3 Entwicklung der Verdienstungleichheit unter vollzeitbeschäftigten Männern 298
11.4 Entwicklung der Konzentration verschiedener Einkommenskomponenten 299
11.5 Entwicklung der staatlichen Umverteilung in Bezug auf die Reduzierung der Ungleichheit und Armut 300
11.6 Bestimmungsfaktoren für Veränderungen der Armutsquoten von Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbs- oder im Rentenalter 301

Abbildungen

1.1 Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit in den OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre 25
1.2 Trendmäßige Entwicklung der Einkommensungleichheit 27
1.3 Veränderung des Verhältnisses Medianeinkommen/mittleres verfügbares Haushaltseinkommen 30
1.4 Trendmäßige Entwicklung der Ungleichheit von Markteinkommen und verfügbaren Einkommen 33
1.5 Trendmäßige Entwicklung der Ungleichheit der Markteinkommen und der verfügbaren Einkommen, OECD-Durchschnitt 34
1.6 Einkommensniveaus in der gesamten Verteilung, Mitte der 2000er Jahre 37
1.7 Einkommensniveaus von Personen an verschiedenen Punkten der Verteilung, Mitte der 2000er Jahre 38
2.1 Durchschnittliche Haushaltsgröße in den einzelnen OECD-Ländern 61
2.2 Bevölkerungspyramiden Mitte der 2000er Jahre, nach Geschlecht, Alter und Einkommensquintilen 63
2.3 Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit nach Alter, 2005 65
2.4 Relatives Einkommen nach Alter und Haushaltstyp in ausgewählten OECD-Ländern 66
2.5 Anteile ausgewählter Bevölkerungsgruppen und Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit 67
2.6 Relatives Einkommen der Einzelnen nach Alter 70
2.7 Relatives Einkommen der Einzelnen nach Haushaltstyp 71
3.1 Veränderungen bei der Verteilung von persönlichen Erwerbseinkommen und Haushaltsmarkteinkommen 80
3.2 Trendmäßige Entwicklung der Lohnspreizung unter vollzeitbeschäftigten Männern 82
3.3 Reallohnwachstum für vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen nach Dezil, 1980-2005 84
3.4 Ungleichverteilung der persönlichen Erwerbseinkommen bei Betrachtung der Vollzeitbeschäftigten und der Arbeitnehmer insgesamt 86
3.5 Konzentration der Haushaltserwerbseinkommen nach Einkommensbezieher 87
3.6 Veränderungen beim Anteil der in Haushalten mit einer unterschiedlichen Zahl von Erwerbstätigen lebenden Personen und Veränderungen bei der Ungleichverteilung der Erwerbseinkommen 91
3.7 Ungleichverteilung der Haushaltserwerbseinkommen bei Betrachtung der Haushalte mit positiven Erwerbseinkommen und aller Haushalte 91
3.8 Konzentration der Einkünfte aus Kapitalvermögen und selbstständiger Beschäftigung, Mitte der 2000er Jahre 94
4.1 Beitragssätze zur gesetzlichen Rentenversicherung, redistributive und versicherungsmathematische Komponenten, 1995 103
4.2 Niveau und Konzentration öffentlicher monetärer Transfers in OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre 110
4.3 Anteil der öffentlichen Nettoleistungen am verfügbaren Einkommen jeder Altersgruppe, Mitte der 2000er Jahre 111
4.4 Unterschiede bei der Ungleichheit vor bzw. nach Steuern und Transfers in OECD-Ländern 112
4.5 Nivellierungseffekt der öffentlichen monetären Transfers und Steuern der privaten Haushalte und bestehender Zusammenhang mit der Einkommensungleichheit, Mitte der 2000er Jahre 114
4.6 Reduzierung der Ungleichheit durch öffentliche monetäre Transfers nach Steuern der privaten Haushalte 115
4.7 Veränderungen bei den Umverteilungseffekten öffentlicher monetärer Transfers und Steuern im Zeitverlauf 116
5.1 Relative Armutsquoten für verschiedene Medianeinkommensschwellen, Mitte der 2000er Jahre 129
5.2 Armutslücke und zusammengesetzte Messgröße der Einkommensarmut, Mitte der 2000er Jahre 130

5.3 Trendmäßige Entwicklung der Armutsquoten 131
5.4 Trendmäßige Entwicklung der „absoluten“ Armut 132
5.5 Risiko relativer Armut nach Altersgruppen, Mitte der 1970er bis Mitte der 2000er Jahre, OECD-Durchschnitt 134
5.6 Risiko relativer Armut von Männern und Frauen, nach dem Alter, OECD-Durchschnitt, Mitte der 2000er Jahre 134
5.7 Armutsquoten nach Haushaltstypen, Mitte der 2000er Jahre 135
5.8 Armuts- und Erwerbsquoten gegen Mitte der 2000er Jahre 138
5.9 Anteil der Armen nach der Zahl der Erwerbstätigen im Haushalt, in dem sie leben, Mitte der 2000er Jahre 138
5.10 Armutsrisiko von Arbeitslosenhaushalten im Verhältnis zu Erwerbstätigenhaushalten, Mitte der 2000er Jahre 141
5.11 Die Armut der Gesamtbevölkerung reduzierender Effekt von Steuern und Transferleistungen, Mitte der 2000er Jahre und Veränderungen seit Mitte der 1980er Jahre ... 143
5.12 Der armutsreduzierende Effekt der Nettotransferleistungen auf einzelne Gruppen 145
5.13 Armutsquoten und Sozialausgaben für Personen im Erwerbsalter und im Rentenalter, Mitte der 2000er Jahre 146
6.1 Anteil der von vorübergehender, wiederkehrender und dauerhafter Armut betroffenen Personen 162
6.2 Korrelation zwischen verschiedenen Indikatoren für die Armut 163
6.3 Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut nach Alter und Haushaltstyp, OECD-Durchschnitt 163
6.4 Eintritt in und Austritt aus Einkommensarmut, Anfang der 2000er Jahre 168
6.5 Ereignisse, die das Abgleiten in Armut auslösen 171
6.6 Ereignisse, die für verschiedene von Armut betroffene Personengruppen den Eintritt in Armut auslösen, OECD-Durchschnitt 172
7.1 Mehr materielle Deprivation in Ländern mit höherer relativer Einkommensarmut und geringerem Pro-Kopf-BIP 189
7.2 Anteil der Personen, die jeweils eine bestimmte Zahl von Deprivationsmerkmalen aufweisen, und durchschnittliche Zahl dieser Merkmale 193
7.3 Relatives Einkommen von Personen mit einer bestimmten Zahl von Deprivationsmerkmalen 194
7.4 Risiko mehrfacher Deprivation nach Alter der Betroffenen 195
7.5 Anteil der sowohl von materieller Deprivation als auch von Einkommensarmut betroffenen Personen und Anteil der von einem der beiden Betroffenen 197
8.1 Schätzungen der intergenerativen Elastizität der Erwerbseinkommen in ausgewählten OECD-Ländern 209
8.2 Intergenerative Mobilität, statische Einkommensungleichheit und individuelle Bildungserträge 218
9.1 Öffentliche Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben für jede Altersgruppe, im Verhältnis zu den gesamten Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben 232
9.2 Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die Einkommensquintile, Anfang der 2000er Jahre 233
9.3 Schulbesuch nach Alter in bestimmten OECD-Ländern, 2003 234
9.4 Öffentliche Ausgaben für Sachleistungen in den OECD-Ländern im Jahr 2000 237
9.5 Einkommensungleichheit vor und nach Einbeziehung der Ausgaben für öffentliche Dienstleistungen in den OECD-Ländern 246
9.6 Anteil der öffentlichen Dienstleistungen am Haushaltseinkommen nach Quintilen der Einkommensverteilung, OECD-Durchschnitt 248
9.7 Umverteilungseffekte: Öffentliche Dienste in Form von Sachleistungen im Vergleich zu direkten Steuern und Sozialabgaben sowie monetären Transferleistungen 249
10.1 Medianvermögensbestände nach Alter des Haushaltsvorstands 266
10.2 LWS-Länderrangfolgen nach Durchschnitts- und Mediannettovermögen und -einkommen 268
10.3 Quartilsgruppen nach Einkommen und Vermögen 274

10.4 Ergebnisse der die durchschnittlichen verfügbaren Haushaltseinkommen und Nettohaushaltsvermögen beschreibenden Regressionen 275
11.1 Niveau der Einkommensungleichheit und Armut in den OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre 293
11.2 Einfluss von öffentlichen Sachleistungen und Verbrauchsteuern auf Einkommensungleichheiten 303
11.3 Statische und dynamische Messgrößen der Armut und Ungleichheit 305
11.4 Durch „Umverteilungs- und Beschäftigungsstrategien“ erzielte Armutsreduzierung, Mitte der 2000er Jahre 314

Dieser Bericht enthält ...



StatLinks

Ein Service für OECD-Veröffentlichungen, der es ermöglicht, Dateien im Excel-Format herunterzuladen.

Suchen Sie die *StatLinks* rechts unter den in diesem Bericht wiedergegebenen Tabellen oder Abbildungen. Um die entsprechende Datei im Excel-Format herunterzuladen, genügt es, den jeweiligen Link, beginnend mit ***http://dx.doi.org***, in den Internetbrowser einzugeben. Wenn Sie die elektronische PDF-Version online lesen, dann brauchen Sie nur den Link anzuklicken. Sie finden *StatLinks* in weiteren OECD-Publikationen.

Einführung

Fragt man den Durchschnittsbürger nach den größten Problemen, vor denen die Welt heute steht, dürften „Ungleichheit und Armut“ unter den Antworten wahrscheinlich mit an erster Stelle stehen. In weiten Teilen der Bevölkerung herrscht Besorgnis darüber, dass das Wirtschaftswachstum nicht allen gleichermaßen zugute kommt. Eine im Februar 2008 von der BBC durchgeführte Umfrage ergab, dass etwa zwei Drittel der Bevölkerung in 34 Ländern der Ansicht sind, dass die mit den wirtschaftlichen Entwicklungen der letzten Jahre verbundenen Lasten und Gewinne nicht gerecht verteilt waren. In Korea, Portugal, Italien, Japan und der Türkei stimmten dieser Aussage über 80% der Befragten zu[*]. Zahlreiche andere Umfragen und Untersuchungen brachten ähnliche Ergebnisse.

Gehen die Menschen also recht in der Annahme, dass „die Reichen reicher geworden sind und die Armen ärmer“? Wie so häufig bei einfachen Fragen lässt sich hierauf schwer eine einfache Antwort finden. Gewiss, die reichsten Länder der Welt sind noch reicher geworden, und in einigen der ärmsten Länder verlief die Entwicklung relativ ungünstig. Andererseits ermöglichte es das rasche Einkommenswachstum in China und Indien Millionen von Menschen, der Armut zu entkommen. Ob angesichts der Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut in der Welt nun Pessimismus oder Optimismus angebracht ist, läuft somit auf die Frage hinaus, ob das Glas halb leer oder halb voll ist. Beides trifft zu.

Selbst wenn Einigkeit darüber bestünde, dass die Disparitäten in der Welt effektiv zunehmen, könnte die Globalisierung dafür nicht alleine verantwortlich gemacht werden. Es gibt andere mögliche Erklärungen: Auch ein kompetenzabhängiger technologischer Wandel (bei dem jene gewinnen, die das Internet zu nutzen wissen, während jene verlieren, die dazu nicht in der Lage sind) und Veränderungen im politischen Umfeld (in deren Zuge die Gewerkschaften an Einfluss verlieren, so dass die Arbeitnehmer weniger geschützt sind als früher) könnten der Grund für eine Zunahme der Ungleichheiten sein. Alle diese Theorien finden ihre Vertreter unter angesehenen Mitgliedern der akademischen Gemeinde. Und mit größter Wahrscheinlichkeit spielen alle diese Faktoren eine gewisse Rolle.

Dieser Bericht befasst sich mit den 30 Industriestaaten, die Mitglied der OECD sind. Er zeigt auf, dass sich mindestens seit Mitte der 1980er Jahre, wahrscheinlich aber schon seit Mitte der 1970er Jahre ein kontinuierlicher Anstieg der Einkommensungleichheit vollzogen hat. Von dieser Zunahme der Disparitäten waren die meisten (wenn auch nicht alle) Länder betroffen, wobei in Kanada und Deutschland in jüngster Zeit z.B. erhebliche Ausweitungen zu verzeichnen waren, wohingegen es in Mexiko, Griechenland und dem Vereinigten Königreich zu Rückgängen kam.

Der Anstieg der Ungleichheit war zwar weitverbreitet und deutlich, aber doch nicht so spektakulär, wie zumeist wohl angenommen wird. So belief sich die durchschnittliche Zunahme der Disparitäten in den letzten zwanzig Jahren auf rd. 2 Gini-Punkte (der Gini-Koeffizient ist die beste Größe zur Messung von Einkommensungleichheiten). Dies ent-

* Vgl. *www.worldpublicopinion.org/pipa/pdf/feb08/BBCEcon_Feb08_rpt.pdf.*

spricht der derzeitigen Differenz zwischen der Ungleichheit in Deutschland und in Kanada – ein spürbarer Unterschied, bei dem es aber übertrieben wäre, von einem Zusammenbruch der Gesellschaft zu sprechen. Diese Diskrepanz zwischen den aus den Daten abzulesenden Informationen und der Wahrnehmung der Menschen ist zweifellos z.T. die Folge dessen, was man als „Regenbogenpresse-Effekt" bezeichnen könnte: Wir lesen über das Leben der Superreichen, die immer reicher werden und so enorme Medienaufmerksamkeit wecken. Die Einkommen der Superreichen finden in diesem Bericht keine Berücksichtigung, da sie mit den üblichen Datenquellen zur Einkommensverteilung nicht hinreichend erfasst werden können. Das heißt aber nicht, dass sie unwichtig sind; schließlich ist die Frage der Gerechtigkeit einer der Hauptgründe, warum sich die Menschen über die Ungleichheit Gedanken machen, und viele betrachten die Einkommen der Superreichen in der Tat als schreiende Ungerechtigkeit.

Hinter dem moderaten Anstieg der Ungleichheit, der in den letzten zwanzig Jahren verzeichnet wurde, verbirgt sich eine stärkere tendenzielle Zunahme. In den Industriestaaten haben die Regierungen die Steuern und Ausgaben immer weiter erhöht, um dem Trend hin zu wachsender Ungleichheit entgegenzuwirken: Sie geben heute mehr für Sozialpolitik aus als je zuvor in der Geschichte. Natürlich müssen sie schon wegen der raschen Bevölkerungsalterung, die mit höheren Gesundheits- und Rentenkosten verbunden ist, mehr aufwenden. Der Umverteilungseffekt der staatlichen Ausgaben dämpfte den Anstieg der Armut in den zehn Jahren zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre, verstärkte ihn jedoch in den zehn Folgejahren, als die Transferleistungen weniger gezielt auf arme Haushalte ausgerichtet wurden. Wenn der Staat nicht mehr versucht, die Einkommensdisparitäten auszugleichen, also entweder die Sozialleistungen einschränkt oder das Steuer- und Transfersystem weniger auf die Unterstützung der Armen ausrichtet, fällt die Zunahme der Ungleichheit wesentlich stärker aus.

Die Untersuchung zeigt, dass sich einige Gesellschaftsgruppen besser behaupten konnten als andere. Personen, die im bzw. nahe am Rentenalter sind – d.h. die 55- bis 75-Jährigen –, haben in den letzten zwanzig Jahren die größten Einkommenszuwächse verzeichnet, und in vielen Ländern war effektiv ein sehr rascher Rückgang der Altersarmut zu beobachten, so dass die Armutsquote in der Rentnerpopulation heute unter dem Durchschnitt der Gesamtbevölkerung des OECD-Raums liegt. Im Gegensatz dazu hat die Kinderarmut zugenommen und liegt nun über der durchschnittlichen Armutsquote der Gesamtbevölkerung. Und dies obwohl immer mehr Daten bestätigen, dass das Wohlergehen in der Kindheit einer der Hauptdeterminanten für den Erfolg im Erwachsenenleben ist, sei es in Bezug auf Verdienstaussichten, Gesundheitszustand usw. Die Zunahme der Kinderarmut verdient mehr Aufmerksamkeit seitens der Politik, als sie in vielen Ländern derzeit erhält. Das Augenmerk muss stärker auf die kindliche Entwicklung gerichtet werden, um sicherzustellen, dass „kein Kind den Anschluss verpasst" (um die Formulierung eines neueren amerikanischen Gesetzes zu gebrauchen).

Die gleichzeitige Erhöhung von Steuern und Ausgaben zur Bekämpfung der Ungleichheit kann nur eine temporäre Maßnahme sein. Die einzige nachhaltige Methode zur Verringerung der Ungleichheit ist, die tendenzielle Zunahme der Spreizung der Erwerbs- und Kapitaleinkommen zu stoppen. Insbesondere gilt es sicherzustellen, dass die Menschen zur Ausübung einer Erwerbstätigkeit in der Lage sind und damit auch genug verdienen, um sich und ihre Familie vor Armut zu schützen. Konkret heißt dies, dass die Industriestaaten wesentlich größere Anstrengungen unternehmen müssen, um Menschen in Beschäftigung zu bringen anstatt auf Arbeitslosenunterstützung, Invaliditätsrenten oder Vorruhestandsleistungen zu setzen, ihre Arbeitsplatzbindung zu erhöhen und ihnen gute berufliche Aussichten zu bieten.

Gegen die Ausführungen in den vorstehenden Absätzen können verschiedene Einwände erhoben werden. So lässt sich z.B. Folgendes geltend machen:

- Es kommt nicht nur auf das Einkommen an. Öffentliche Dienstleistungen wie Bildung und Gesundheit können äußerst wirkungsvolle Instrumente zur Senkung der Ungleichheit sein.
- Manche Menschen mit geringem Einkommen verfügen dennoch über erhebliche Vermögensgüter und sollten daher nicht als „arm" eingestuft werden.
- Wir sollten zeitweiliger Armut keine übermäßige Bedeutung beimessen: Nur wenn das Einkommen über einen langen Zeitraum gering ist, besteht die Gefahr schwerwiegender Entbehrungen.
- Besser wäre es, die Frage der Ungleichheit danach zu betrachten, inwieweit es den Menschen an wesentlichen Gütern und Dienstleistungen mangelt, z.B. ob sie genug zu essen haben oder ob sie sich einen Fernseher oder eine Waschmaschine leisten können.
- Eine Gesellschaft mit vollkommener Gleichverteilung der Einkommen wäre ebenfalls nicht erstrebenswert. Wer härter arbeitet oder wer begabter ist, sollte auch mehr verdienen. Worauf es in Wirklichkeit ankommt, ist *Chancengleichheit*, nicht Einkommensgleichheit.

Die vorliegende Untersuchung setzt sich mit all diesen Punkten direkt auseinander bzw. betrachtet – um es genauer zu sagen – die empirische Evidenz für jede dieser Behauptungen; „normative" Fragen in Bezug darauf, was als eine „gerechte" Gesellschaft zu betrachten ist und was nicht, werden dabei ausgeklammert. Die vergleichende Evidenz in diesem Bericht lässt eine Reihe „stilisierter Fakten" im Zusammenhang mit folgenden Punkten zutage treten: *a)* allgemeine Merkmale der Verteilung der Haushaltseinkommen und ihrer Entwicklung, *b)* ausschlaggebende Faktoren für Veränderungen bei Einkommensungleichheit und Armutssituation und *c)* Erkenntnisse aus der Untersuchung weiter gefasster Messgrößen der Ressourcen der privaten Haushalte.

Merkmale der Verteilung der Haushaltseinkommen in OECD-Ländern

- Unabhängig davon, wie die Ungleichheit gemessen wird, weisen einige Länder eine wesentlich ungleichere Einkommensverteilung auf als andere. Die Verwendung eines anderen Ungleichheitsmaßes hat kaum Auswirkungen auf die Länderrangliste.
- Länder mit einer stärkeren Einkommensspreizung sind, mit einigen wenigen Ausnahmen, auch durch eine höhere relative Einkommensarmut gekennzeichnet. Dies gilt unabhängig davon, ob relative Einkommensarmut mit weniger als 40%, 50% oder 60% des Medianeinkommens gleichgesetzt wird.
- Die Einkommensungleichheit ebenso wie die Armutsquote (bei Zugrundelegung einer mit 50% des Medianeinkommens angesetzten Armutsgrenze) sind im Verlauf der letzten zwanzig Jahre gestiegen. Diese Zunahme ist ein recht weitverbreitetes Phänomen, das rund zwei Drittel aller Länder betrifft. Dabei kann von einem moderaten, aber deutlichen Anstieg gesprochen werden (er beläuft sich auf durchschnittlich rd. 2 Prozentpunkte für den Gini-Koeffizienten und 1,5 Prozentpunkte für die Armutsquote). Er ist allerdings wesentlich weniger dramatisch als in den Medien häufig dargestellt.

- Die Einkommensungleichheit ist seit dem Jahr 2000 in Kanada, Deutschland, Norwegen, den Vereinigten Staaten, Italien und Finnland merklich gestiegen, während sie im Vereinigten Königreich, in Mexiko, Griechenland und Australien abgenommen hat.
- Die Ungleichheit hat im Allgemeinen deshalb zugenommen, weil die wohlhabenden Haushalte im Vergleich zu den Angehörigen der Mittelschicht sowie den Haushalten im unteren Bereich der Verteilung einen besonders starken Einkommenszuwachs verzeichnen konnten.
- Die Einkommensarmut ist in der älteren Generation weiter zurückgegangen, während die Armut unter jungen Erwachsenen und Familien mit Kindern zugenommen hat.
- In Ländern mit hohem Durchschnittseinkommen und einer starken Einkommensspreizung (wie z.B. den Vereinigten Staaten) kann der Lebensstandard der Armen geringer sein als in Ländern mit niedrigerem Durchschnittseinkommen, aber geringerer Einkommensstreuung (z.B. Schweden). Umgekehrt können Reiche in Ländern mit geringem Durchschnittseinkommen und starker Einkommensstreuung (Italien) einen höheren Lebensstandard genießen als in Ländern mit höherem Durchschnittseinkommen, aber geringerer Einkommensspreizung (Deutschland).

Ausschlaggebende Faktoren für Veränderungen von Einkommensungleichheit und Armut im Zeitverlauf

- Veränderungen der Bevölkerungsstruktur sind eine der Ursachen des Anstiegs der Ungleichheit. Dies ist aber hauptsächlich auf die Zunahme der Zahl der Alleinstehenden-Haushalte zurückzuführen und weniger auf die Bevölkerungsalterung an sich.
- Die Ungleichverteilung der Erwerbseinkommen von Vollzeitkräften hat in den meisten OECD-Ländern zugenommen, was sich daraus erklärt, dass die Einkommen der Spitzenverdiener stärker gestiegen sind. Globalisierung, kompetenzabhängiger technologischer Wandel und Arbeitsmarktbestimmungen und -maßnahmen sind alles Faktoren, die zu dieser Entwicklung beigetragen haben dürften.
- Der Effekt von stärkeren Lohndisparitäten auf die Einkommensungleichheit wurde durch eine höhere Beschäftigung ausgeglichen. Unter den Personen mit geringerem Bildungsniveau sind die Beschäftigungsquoten jedoch gesunken, und der Anteil der Erwerbslosenhaushalte ist nach wie vor hoch.
- Kapitaleinkünfte und Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit sind sehr ungleich verteilt, und die hier bestehenden Disparitäten haben sich in den letzten zehn Jahren weiter verschärft. Diese Trends sind eine der Hauptursachen der zunehmenden Einkommensungleichheit.
- Erwerbstätigkeit ist ein sehr wirksames Mittel, um Armut zu vermeiden. Für Erwerbslosenhaushalte ist die Armutsquote fast sechsmal höher als für Haushalte mit Erwerbstätigen.
- Erwerbstätigkeit reicht als Schutz vor Armut jedoch nicht aus. Über die Hälfte der Armen lebt in Haushalten, die ein Erwerbseinkommen beziehen, was sich daraus erklärt, dass die Betreffenden eine geringe Zahl von Jahresarbeitsstunden leisten und/oder zu einem niedrigen Lohn arbeiten. Zur Bekämpfung von Armut bei Erwerbstätigkeit sind häufig Lohnergänzungsleistungen zur Aufbesserung des Einkommens nötig.

Erkenntnisse aus der Untersuchung weiter gefasster Messgrößen der Armut und Ungleichheit

- Öffentliche Dienstleistungen wie Bildung und Gesundheit sind gleicher als die Einkommen verteilt, weshalb sich die Ungleichheit bei Einbeziehung dieser Faktoren in ein weiter gefasstes Konzept der wirtschaftlichen Ressourcen verringert, wobei es allerdings zu wenig Änderungen in der Länderrangliste kommt.
- Bei Berücksichtigung der Verbrauchsteuern erhöht sich die Ungleichheit, jedoch nicht in gleichem Umfang, wie sie sich bei Einrechnung der öffentlichen Dienstleistungen verringert.
- Die Verteilung der Vermögen der privaten Haushalte ist wesentlich ungleicher als die Einkommensverteilung, wobei einige Länder mit einer geringeren Einkommensungleichheit eine höhere Vermögensungleichheit aufweisen. Dieses Ergebnis wird allerdings durch die Wahl der Messgröße, das Erhebungsdesign sowie den Ausschluss bestimmter Vermögenswerte (deren Bedeutung von Land zu Land schwankt) zur Verbesserung der Vergleichbarkeit beeinflusst.
- Auf Personenebene besteht eine hohe Korrelation zwischen Einkommen und Nettovermögen. Einkommensschwache Personen verfügen über weniger Vermögen als der Rest der Bevölkerung; ihr Nettovermögen beträgt in der Regel weniger als die Hälfte des nationalen Durchschnitts.
- Das Ausmaß der materiellen Deprivation ist nicht nur in Ländern mit hoher relativer Einkommensarmut, sondern auch in solchen mit niedrigem Durchschnittseinkommen größer. Dies bedeutet, dass Maße der Einkommensarmut die materiellen Härten in diesen Ländern unterzeichnen.
- Ältere Menschen verfügen über ein höheres Nettovermögen und sind weniger von materieller Entbehrung betroffen als jüngere Menschen. Dies hat zur Folge, dass nur am monetären Einkommen orientierte Schätzungen der Altersarmut das Ausmaß der materiellen Deprivation in dieser Altersgruppe überzeichnen.
- Die Zahl der Personen, die drei Jahre in Folge unter Armut leiden und damit von *dauerhafter* Armut betroffen sind, ist in den meisten Ländern recht gering, die Zahl der Menschen, die zu einem bestimmten Zeitpunkt innerhalb dieses Betrachtungshorizonts eine Einkommensschwäche erleben, ist jedoch höher. Länder mit einer auf das Jahreseinkommen bezogen hohen Armutsquote weisen einen größeren Anteil an Personen auf, die ständig oder zu einem gegebenen Zeitpunkt arm sind.
- Der Eintritt in Armut ist hauptsächlich eine Folge familiärer und arbeitsplatzbezogener Ereignisse. Familiäre Ereignisse (z.B. Scheidung, Geburt eines Kindes usw.) spielen für von vorübergehender Armut Betroffene eine sehr große Rolle, während ein Rückgang der Transfereinkommen (z.B. auf Grund von Änderungen der Kriterien für den Leistungsanspruch) für Personen stärker ins Gewicht fällt, die zwei Jahre in Folge unter Armut leiden.
- Die soziale Mobilität ist in Ländern mit geringer Einkommensungleichheit im Allgemeinen höher und umgekehrt. In der Praxis bedeutet dies, dass die Verwirklichung einer größeren Chancengleichheit mit einer höheren Einkommensgleichheit einhergeht.

Der vorliegende Bericht lässt viele Fragen unbeantwortet. So wird z.B. nicht erörtert, ob eine Zunahme der Ungleichheit in Zukunft unvermeidlich ist. Es werden auch keine Antworten auf Fragen bezüglich der relativen Bedeutung verschiedener Ursachen des An-

stiegs der Ungleichheit geliefert. Es wird nicht einmal genauer darauf eingegangen, was die Industriestaaten tun sollten, um der Ungleichheit entgegenzuwirken. Der Bericht zeigt jedoch, dass die Ungleichheit in einigen Ländern weniger stark zugenommen hat als in anderen oder sogar gesunken ist. Er macht deutlich, dass der Grund für die Unterschiede zwischen den Ländern zumindest teilweise in einer unterschiedlichen staatlichen Politik zu sehen ist, sei es in Form einer effizienteren Umverteilung oder wirkungsvollerer Investitionen in die Fähigkeit der Bevölkerung, ihr eigenes Auskommen zu sichern. Die wichtigste Botschaft dieses Berichts für die Politik lautet, dass – ganz gleich, ob die Globalisierung oder andere Faktoren für den Anstieg der Ungleichheit verantwortlich sind – kein Grund besteht, sich hilflos zu fühlen: Gute staatliche Politik kann etwas bewirken.

Die Publikation ist wie folgt aufgebaut:

Kapitel 1, das den ersten Teil dieses Berichts bildet, beschreibt die Höhe und die trendmäßige Entwicklung der Einkommensungleichheit auf Personenebene nach einer Messgröße des monetären Einkommens der Haushalte, die um Unterschiede zwischen den wirtschaftlichen Bedürfnissen verschiedener Haushaltstypen berichtigt ist.

Der zweite Teil des Berichts befasst sich eingehender mit einigen der Hauptbestimmungsfaktoren dieser Trends der Einkommensungleichheit. Untersucht wird dabei insbesondere die Rolle von Bevölkerungsalterung und veränderten Lebensformen (Kapitel 2), die Ungleichheit der Erwerbseinkommen auf Ebene der Arbeitnehmer und die Verteilung der Beschäftigungschancen auf Haushaltsebene (Kapitel 3) sowie die Umverteilung, die der Staat über die bei den privaten Haushalten erhobenen Steuern und Sozialabgaben sowie die an sie gezahlten Transferleistungen erwirkt (Kapitel 4).

Im dritten Teil des Berichts geht es um die Lebensbedingungen von Menschen, die in Armut leben, und insbesondere um die Merkmale des unteren Endes der Verteilung der monetären Einkommen (Kapitel 5), um die Frage, inwieweit Episoden der Einkommensschwäche von Dauer sind (Kapitel 6) sowie um Messgrößen der Armut, die sich am Zugang zu Gütern und Dienstleistungen orientieren, die für einen angemessenen Lebensstandard unerlässlich sind (Kapitel 7).

Im vierten Teil des Berichts wird untersucht, wie die OECD-Länder im Vergleich positioniert sind, wenn man weitere Aspekte der wirtschaftlichen Ungleichheit einbezieht. Dabei geht es insbesondere darum, wie sich die wirtschaftliche Situation von den Eltern auf die Kinder überträgt (Kapitel 8), inwieweit Unterschiede beim monetären Einkommen durch vom Staat bereitgestellte Sachleistungen ausgeglichen werden (Kapitel 9) und ob Haushalte mit geringem Einkommen auch ein niedrigeres Nettovermögensniveau aufweisen (Kapitel 10).

Kapitel 11 liefert einen Überblick über einige der wichtigsten Schlussfolgerungen der vorangegangenen Kapitel und erörtert deren Konsequenzen für staatliche Maßnahmen zur Verringerung von Einkommensungleichheit und Armut.

Die OECD wird die Arbeit in diesem Bereich in den kommenden Jahren fortsetzen. Sie wird weiterhin die trendmäßige Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut in den Mitgliedsländern beobachten; sie wird darauf hinarbeiten, dass sich die Vergleichbarkeit der Daten verbessert und der Kreis der untersuchten Länder um die „Beitrittsländer“ (Chile, Estland, Israel, Russland und Slowenien) wie auch die Länder erweitert werden kann, die einen Prozess der „vertieften Zusammenarbeit“ mit der Organisation eingeleitet haben (Brasilien, China, Indien, Indonesien und Südafrika); sie wird die Analyse der Determinanten der beobachteten Ungleichheitstrends vertiefen; und sie wird mit der Untersuchung der Frage fortfahren, wie die staatliche Politik die Ungleichheit verringern und eine größere Chancengleichheit fördern kann.

TEIL I

Hauptmerkmale der Ungleichheit

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

TEIL I

Kapitel 1

Verteilung der Haushaltseinkommen in OECD-Ländern: Wie sehen ihre Hauptmerkmale aus?*

Die Einkommensungleichheit hat in den letzten zwei Jahrzehnten moderat, aber deutlich zugenommen, auch wenn sich der Zeitrahmen, die Intensität und sogar die Richtung dieser Veränderungen in den einzelnen OECD-Ländern unterschieden. Die zu einem bestimmten Zeitpunkt in der Struktur der Einkommensverteilung verschiedener Länder festzustellenden großen Unterschiede lassen auf gleichermaßen große Unterschiede zwischen dem Einkommensniveau von Personen an der gleichen Stelle der Einkommensverteilung verschiedener Länder schließen, wobei einige der Länder, die am einen Ende der Verteilung an der Spitze der OECD-Gruppe stehen, am anderen Ende weiter hinten liegen.

* Dieses Kapitel wurde von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, verfasst.

Einführung

Besorgnis über wachsende wirtschaftliche Disparitäten zwischen denjenigen, die gute Voraussetzungen mitbringen, um in offenen, wissensintensiven Volkswirtschaften zu Wohlstand zu gelangen, und jenen, die dazu nicht in der Lage sind, bestimmt in allen OECD-Ländern zunehmend die politische Debatte. Informationen zur Verteilung der Haushaltseinkommen sind ein guter Ausgangspunkt, um diese Frage zu untersuchen. Anhand von Einkommensdisparitäten lässt sich natürlich nur ein Teil der wirtschaftlichen Ungleichheiten messen, und sie sind auch nur eines von mehreren Elementen für den Vergleich des wirtschaftlichen Wohlergehens innerhalb einzelner oder zwischen verschiedenen Ländern. Außerdem können Einkommensunterschiede auf unterschiedliche individuelle Präferenzen zurückzuführen sein, wobei hinzukommt, dass sie sich auf eine unvollkommene Messgröße der wirtschaftlichen Ressourcen gründen. Trotz dieser Einschränkungen ermöglichen sie verlässlichere Vergleiche zwischen verschiedenen Ländern als andere Messgrößen der wirtschaftlichen Ressourcen, und diese Vergleiche gestatten es, Verteilungsmuster zu identifizieren, die für die breite Öffentlichkeit ebenso von Interesse sind wie für politische Entscheidungsträger.

Gestützt auf Daten, die von einem Netz nationaler Referenten erfasst wurden, bietet dieses Kapitel einen Überblick über die Einkommensverteilung im OECD-Raum in der Zeit von Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre. Die nationalen Referenten liefern der OECD regelmäßig detaillierte Aufstellungen auf der Grundlage von Mikrodaten aus Quellen, die für die jeweiligen Länder repräsentativ sind, wobei sie sich auf einheitliche Methoden und Annahmen gründen. Das Einkommenskonzept, das weiten Teilen dieses Berichts zu Grunde liegt, lässt sich folgendermaßen beschreiben:

- Es bezieht sich auf die Verteilung der verfügbaren monetären Einkommen der Haushalte (d.h. ohne Berücksichtigung von Elementen wie Einkommensvorteilen aus selbstgenutztem Wohneigentum) abzüglich der zu entrichtenden direkten Steuern und Sozialabgaben.
- Es bezieht sich auf die Verteilung der Einkommen der in Privathaushalten lebenden Bevölkerung, wobei jedem Einzelnen jeweils das Einkommen des Haushalts zugeordnet wird, in dem er lebt.
- Das Haushaltseinkommen wird um einen gemeinsamen, aber willkürlich festgelegten Parameter „berichtigt“, um den unterschiedlichen Bedürfnissen verschiedener Haushaltstypen Rechnung zu tragen.

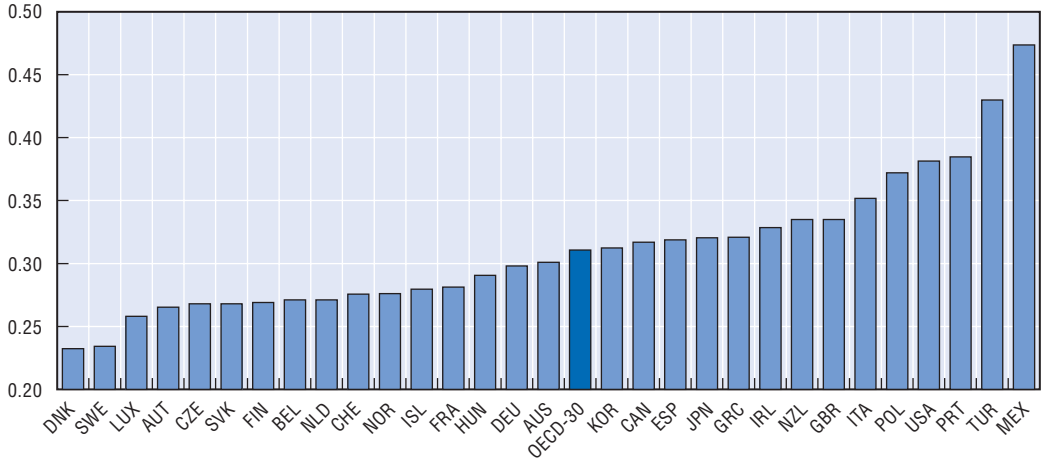
Die wichtigsten Merkmale der in diesem Bericht verwendeten Daten sind in Anhang 1.A1 beschrieben, wobei Tabelle 1.A1.1 Einzelheiten zu den Datenquellen für die verschiedenen Länder enthält.

In diesem Kapitel wird zunächst die Gesamtstruktur der Einkommensverteilung in den einzelnen Ländern zu bestimmten Zeitpunkten verglichen. Anschließend werden Veränderungen in dieser Verteilung im Zeitverlauf beschrieben. Zuletzt wird dann untersucht, wie Personen an identischen Punkten der Einkommensverteilung eines Landes im Ländervergleich positioniert sind.

Wie stellt sich die Verteilung der Haushaltseinkommen im Ländervergleich dar?

Die Gesamtstruktur der Verteilung der verfügbaren Haushaltseinkommen unterscheidet sich erheblich im OECD-Vergleich. Diese Unterschiede können durch summarische Indizes der zu Grunde liegenden Verteilung verdeutlicht werden. In Abbildung 1.1 sind die Werte der einzelnen Länder auf dem bekanntesten dieser Indizes, dem Gini-Index, für Mitte der 2000er Jahre dargestellt, wobei die Länder in aufsteigender Reihenfolge entsprechend der Höhe ihres Gini-Koeffizienten auf-

Abbildung 1.1 **Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit in den OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420515624534

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach der Höhe ihres Gini-Koeffizienten dargestellt. Beim verwendeten Einkommenskonzept handelt es sich um das verfügbare monetäre Einkommen der Haushalte, berichtigt um die Haushaltsgröße mit einer Elastizität von 0,5.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

gelistet sind (und höhere Werte für eine breitere Streuung der verfügbaren Einkommen stehen)[1]. Die im Ländervergleich festzustellenden Unterschiede sind erheblich, und in dem nach dem Index an oberster Stelle stehenden Land, Mexiko, ist die Einkommensungleichheit doppelt so hoch wie im untersten Land, Dänemark.

Auch wenn Einteilungen der Länder in relativ homogene Gruppen immer mit einem gewissen Maß an Willkür verbunden sind, lassen sich anhand von Abbildung 1.1 doch fünf Ländergruppen unterscheiden:

- Am linken Rand der Abbildung stehen Dänemark und Schweden mit Gini-Koeffizienten von etwa 0,23 Punkten, d.h. mehr als 0,07 Punkte (25%) unter dem OECD-Durchschnitt. Diese Ländergruppe ist durch eine „sehr geringe" Einkommensungleichheit gekennzeichnet.
- Die zweite Gruppe bilden Länder, in denen der Gini-Koeffizient zwar ebenfalls unter dem OECD-Durchschnitt liegt, aber nicht so stark. Dies sind (in aufsteigender Reihenfolge nach der Höhe ihres Gini-Koeffizienten): Luxemburg, Österreich, die Tschechische Republik, die Slowakische Republik, Finnland, die Niederlande, Belgien, die Schweiz, Norwegen, Island, Frankreich, Ungarn, Deutschland und Australien, wo der Gini-Koeffizient überall zwischen 0,26 und rd. 0,30 liegt, d.h. um 17% bis 3% unter dem OECD-Durchschnitt.
- Die dritte Gruppe setzt sich aus Ländern zusammen, deren Gini-Koeffizienten über dem OECD-Durchschnitt liegen, aber nicht viel höher sind als die der zweiten Gruppe. Dies sind Korea, Kanada, Spanien, Japan, Griechenland, Irland, Neuseeland und das Vereinigte Königreich, wo der Gini-Koeffizient durchgehend zwischen 0,31 und 0,34 liegt, d.h. bis zu 0,25 Punkte (1-8%) über dem OECD-Durchschnitt.
- Die vierte Gruppe bilden Italien, Polen, die Vereinigten Staaten und Portugal, wo der Gini-Koeffizient 0,04 bis 0,07 Punkte höher ist als im OECD-Durchschnitt (13-24%).
- Am oberen Ende des Spektrums stehen die Türkei und Mexiko, die durch ihr hohes Maß an Einkommensungleichheit auffallen (38% bzw. 52% über dem OECD-Durchschnitt), auch wenn sich die Einkommensdisparitäten dort inzwischen im Vergleich zur Vergangenheit verringert haben.

Der Gini-Koeffizient ist nur einer von mehreren summarischen Indizes der zu Grunde liegenden Verteilung. Da verschiedene summarische Indizes jeweils eine unterschiedlich starke Reagibilität gegenüber bestimmten Abschnitten der Lorenz-Kurve aufweisen, kann das Länderranking z.T. durch das jeweils verwendete Ungleichheitsmaß beeinflusst werden. In Tabelle 1.A2.2 werden vier weitere summarische Messgrößen der Einkommensungleichheit mit dem Gini-Index verglichen. Insgesamt lässt sich aus diesen verschiedenen Ungleichheitsmaßen ein ähnliches Bild ablesen: Die im Ländervergleich festzustellenden Korrelationen zwischen den verschiedenen Ungleichheitsmaßen und dem Gini-Koeffizienten liegen über 0,95 für die Mean-Log-Deviation (MLD) und das 90/10-Dezilverhältnis und bei rd. 0,80 für den quadrierten Variationskoeffizienten und das 50/10-Dezilverhältnis[2]. Je nachdem welche Messgröße verwendet wird, schneiden bestimmte Länder nach einigen summarischen Indizes besser ab, während sich ihr Rangplatz bei Verwendung anderer Größen verschlechtert; insgesamt vermitteln die verschiedenen Messgrößen jedoch ein einheitliches Bild.

Neben ihrer Abhängigkeit von der jeweils verwendeten Messgröße können Länderrankings der Einkommensungleichheit noch aus anderen Gründen zu verschiedenen Deutungen Anlass geben. Erstens können verschiedene statistische Quellen für ein und dasselbe Land ein unterschiedliches Bild der zu Grunde liegenden Einkommensverteilung zeichnen, auch wenn sie sich auf identische Annahmen und Berechnungsmethoden gründen; unter solchen Umständen lässt sich manchmal a priori schwer festlegen, welche statistische Quelle vorzuziehen ist[3]. In Tabelle 1.A2.3 werden die Gini-Koeffizienten des Haushaltseinkommens in OECD-Ländern auf der Grundlage dreier verschiedener Datenquellen verglichen. In den meisten Fällen sind die Unterschiede relativ klein, für einige Länder sind sie allerdings größer, wenn auch nicht groß genug, um ihren Rangplatz wesentlich zu verändern[4].

Der zweite Grund zur Vorsicht bei der Interpretation summarischer Ungleichheitsmaße ist, dass die Einkommensungleichheit in einem Land auf einem Abschnitt der Verteilungskurve höher sein kann als auf einem anderen, während auf einem anderen Abschnitt der Kurve das Gegenteil zu beobachten ist[5]. In der Praxis geschieht dies nur in wenigen Fällen[6]. Beide Faktoren – Unterschiede zwischen den für ein Land verwendeten Datenquellen sowie die Möglichkeit einer unterschiedlichen Beurteilung der Ungleichheit, je nachdem welcher Teil der Verteilung betrachtet wird – lassen zwar darauf schließen, dass bei Ländervergleichen der Einkommensverteilung gewisse Vorsicht geboten ist, keiner von beiden scheint jedoch schwerwiegend genug, um die Schlussfolgerung in Frage zu stellen, dass die in diesem Abschnitt aufgezeigten großen Unterschiede zwischen den Ländern in Bezug auf die Einkommensungleichheit tatsächlich existieren und nicht nur das Resultat von „statistischem Rauschen“ sind.

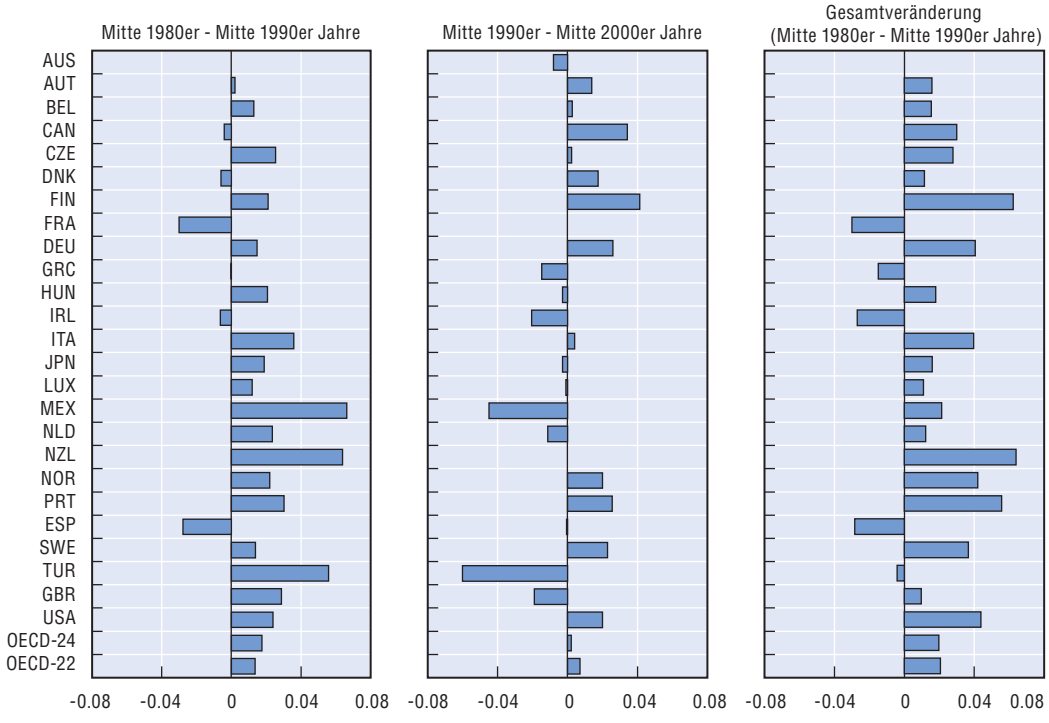
Hat die Streuung der Haushaltseinkommen im Zeitverlauf zugenommen?

Für die Politik sind Vergleiche von *Veränderungen* der Einkommensverteilung in verschiedenen Ländern häufig aussagekräftiger als Vergleiche des Niveaus der Einkommensungleichheit. Was dies anbelangt, weisen die OECD-Daten erhebliche Vorteile gegenüber anderen Daten auf, da sie sich auf zeitlich konsistente Reihen stützen, die (in den meisten Fällen) eine Korrektur um Diskontinuitäten ermöglichen, falls diese auftreten[7]. In Abbildung 1.4, wo Punktveränderungen des Gini-Koeffizienten des äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens zwischen verschiedenen Zeiträumen dargestellt sind, werden im Vergleich zwischen den Ländern ebenso wie im Zeitverlauf erhebliche Unterschiede in der Einkommensverteilung deutlich.

- Im Zehnjahreszeitraum zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre war in der Regel eine Zunahme der Einkommensstreuung festzustellen. Besonders deutlich war dies in Mexiko, Neuseeland und der Türkei, aber auch in Italien, Portugal, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten sowie in der Tschechischen Republik und Ungarn (wo die Datenreihe erst 1990 beginnt). Nur in wenigen Ländern ist die Einkommensungleichheit in diesen zehn Jahren gesunken (in Kanada, Dänemark, Frankreich, Irland und Spanien). Im Durchschnitt der 24 OECD-Länder, für die Zeitreihendaten vorliegen, weitete sich die Einkommensstreuung um 0,018 Punkte aus, d.h. um etwa 6%; werden Mexiko und die Türkei ausgeklammert, fällt die Zunahme der Einkommensstreuung etwas geringer aus (0,014 Punkte, d.h. 5%).

Abbildung 1.2 **Trendmäßige Entwicklung der Einkommensungleichheit**

Veränderung des Gini-Koeffizienten in verschiedenen Zeiträumen (in Prozentpunkten)



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420558357243

Anmerkung: Die Daten im ersten Abbildungsteil beziehen sich für Portugal, die Tschechische Republik und Ungarn sowie Westdeutschland auf die Veränderungen in der Zeit von Anfang bis Mitte der 1990er Jahre (für Australien, Polen und die Schweiz liegen keine Daten vor). Im zweiten Abbildungsteil beziehen sich die Daten für Österreich, die Tschechische Republik, Belgien, Irland, Portugal und Spanien auf die Veränderungen in der Zeit von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000 (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind). OECD24 bezieht sich auf den einfachen Durchschnitt der OECD-Länder, für die Daten für den gesamten Zeitraum vorliegen (alle oben aufgeführten Länder mit Ausnahme Australiens); OECD22 bezieht sich auf dieselben Länder ohne Mexiko und die Türkei.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

- In den zehn Jahren zwischen Mitte der 1990er und Mitte der 2000er Jahre ist das Bild weniger eindeutig. In einigen Ländern – vor allem in Kanada, Finnland, Deutschland, Norwegen, Portugal, Schweden und den Vereinigten Staaten – dehnte sich das Einkommensspektrum erneut aus, während es sich in zehn anderen Ländern verengte, wobei eine starke Abnahme in Mexiko und der Türkei und eine geringere in Australien, Griechenland, Irland, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich zu beobachten war. Aussagen über die „durchschnittliche“ Veränderung der Disparitäten in diesem Zeitraum hängen entscheidend davon ab, ob die Entwicklungen in Mexiko und der Türkei mit eingerechnet werden oder nicht: Werden sie berücksichtigt, beträgt der durchschnittliche Anstieg der Einkommensungleichheit nur 0,002 Punkte, werden sie nicht eingerechnet, ist er höher, aber immer noch geringer als im vorangegangenen Zehnjahreszeitraum (0,07 Punkte bzw. 2%). Seit 2000 hat die Einkommensungleichheit in Kanada, Deutschland, Norwegen und den Vereinigten Staaten stark zugenommen (in Italien und Finnland fiel die Zunahme geringer aus), während sie im Vereinigten Königreich, Mexiko, Griechenland und Australien abgenommen hat (in Schweden und den Niederlanden ist sie ebenfalls gesunken, aber in geringerem Umfang).

- Das Bild, das sich für den Zeitraum von Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre insgesamt abzeichnet, ist das einer recht weit verbreiteten Zunahme der Disparitäten (in zwei Drittel der Länder) mit Abnahmen in Frankreich, Griechenland, Irland, Spanien und der Türkei (für Irland und Spanien beschränken sich die Daten jedoch auf 2000). Ein stärkerer Anstieg war in Finnland, Norwegen und Schweden festzustellen (im Vergleich zu einem

niedrigen Ausgangsniveau) wie auch in Deutschland, Italien, Neuseeland und den Vereinigten Staaten (wo das Ausgangsniveau höher war). Für die 24 OECD-Länder, für die Daten vorliegen, beträgt der kumulative Anstieg rd. 0,02 Punkte, d.h. etwa 7%, wovon der Großteil auf die erste Hälfte des Zeitraums entfällt und die Veränderung bei Nichtberücksichtigung von Mexiko und der Türkei im OECD-Durchschnitt gleich bleibt[8].

Wie „groß" ist der beobachtete Anstieg der Einkommensungleichheit? Es ist schwer, eine einfache Antwort auf diese (einfache) Frage zu liefern.

- Erstens weil qualitative Bewertungen dieser Art von A-priori-Urteilen verschiedener Beobachter abhängig sind: Was für Personen, die Ungleichheit keine große Bedeutung beimessen, ein „kleiner" Anstieg des Gini-Koeffizienten ist, kann von Personen, die sich stark für Gleichheit einsetzen, als eine wesentlich größere Veränderung angesehen werden.

- Zweitens weil verschiedene Maße der Ungleichheit unterschiedliche Grenzwerte aufweisen und daher unterschiedlich große Veränderungen anzeigen: Für die 22 OECD-Länder, für die Daten für die zwanzig Jahre bis Mitte der 2000er Jahre vorliegen, war z.B. ein durchschnittlicher Anstieg des 90/10-Dezilverhältnisses um 0,3 Punkte bzw. 7% festzustellen, während sich das 80/20-Quintilverhältnis, die Mean-Log-Deviation und der quadrierte Variationskoeffizient jeweils um 10%, 9% bzw. 30% erhöhten und damit stärker zunahmen als der Gini-Koeffizient (Tabelle 1.A2.4).

- Drittens weil summarische Messgrößen der Einkommensungleichheit unterschiedlich stark auf Entwicklungen in verschiedenen Abschnitten der Verteilung reagieren[9].

Ein intuitives Maß für den Vergleich von Veränderungen des Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit liefert Blackburn (1989), dem zufolge der Unterschied zwischen den Gini-Koeffizienten zweier Verteilungen der Hälfte des Prozentwertes eines Pauschaltransfers in Höhe eines bestimmten Anteils am Durchschnittseinkommen von jeder Person unterhalb (oberhalb) des Medians an jede Person oberhalb (unterhalb) des Medians entspricht. Unter dieser Annahme kommt ein Anstieg des Gini-Koeffizienten um 2 Prozentpunkte einem (hypothetischen) Pauschaltransfer in Höhe von 4% des Durchschnittseinkommens von allen Personen unter dem Median an alle Personen über dem Median gleich. Nun beziehen Personen in der oberen Hälfte der Verteilung natürlich ein höheres Einkommen als Personen in der unteren Hälfte (im OECD-Durchschnitt ist ihr Einkommen 2,5-mal höher). Dies bedeutet, dass eine Veränderung des Gini-Koeffizienten um 2 Punkte mit einer Situation gleichzusetzen ist, in der alle Personen unterhalb des Medians 7% ihres Einkommens an die oberhalb des Medians abtreten, deren Einkommen dann um nahezu 3% steigt. Diese Betrachtungen legen insgesamt den Schluss nahe, dass in den vergangenen zwanzig Jahren eine *moderate, aber deutliche* Ausweitung der Einkommensverteilung festzustellen war.

Diese Gesamtveränderungen in der Einkommensverteilung sind ihrerseits das Resultat von Unterschieden in der Höhe des Einkommenswachstums an unterschiedlichen Stellen der Einkommensverteilung. Nach Einkommensgruppen aufgeschlüsselte Realeinkommensveränderungen sind aus mehreren Gründen von Interesse. Erstens gilt, bei aller Bedeutung, die die Höhe des Wirtschaftswachstums für den Wohlstand der Menschen in verschiedenen Ländern hat, dass die Frage, „wie" dieses Wirtschaftswachstum erfolgt (d.h. welche Einkommensgruppe davon am meisten profitiert), im Hinblick auf die Einkommensungleichheit nicht minder wichtig ist. Zweitens hat eine Zunahme der Einkommensungleichheit in einem Land mit einem *höheren* Einkommenswachstum entlang der gesamten Verteilung andere Auswirkungen auf den Wohlstand der Bevölkerung als in einem Land, in dem das Einkommensniveau in allen Gruppen sinkt. In Tabelle 1.1 sind die jahresdurchschnittlichen Veränderungen des realen verfügbaren Einkommens während des Betrachtungszeitraums von zwanzig Jahren (von Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre und von Mitte der 1990er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre) an unterschiedlichen Punkten der Einkommensverteilung dargestellt. Die Verlaufsmuster unterscheiden sich in den zwei betrachteten Zeiträumen. Generell sind beträchtliche Unterschiede zwischen der Höhe des Einkommenswachstums an verschiedenen Punkten der Verteilung festzustellen. Das in absoluter Rechnung höhere Wachstum im letzten Zehnjahreszeitraum kam in der Regel dem gesamten Einkommensspektrum zugute, wobei im Ländervergleich allerdings erhebliche Differenzen zu beobachten sind; so sank das Real-

Tabelle 1.1 **Trendmäßige Entwicklung der realen Haushaltseinkommen nach Quintilen**

	Jahresdurchschnittliche Veränderung Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre					Jahresdurchschnittliche Veränderung Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre				
	Unterstes Quintil	Mittlere drei Quintile	Oberstes Quintil	Median	Mittel	Unterstes Quintil	Mittlere drei Quintile	Oberstes Quintil	Median	Mittel
Australien	..	..	..	..	..	2.4	2.0	1.9	2.2	2.0
Belgien[1]	1.2	0.5	1.2	0.4	0.8	1.4	1.3	1.7	1.2	1.5
Dänemark	1.3	0.9	0.8	0.9	0.9	0.6	0.9	1.5	0.9	1.1
Deutschland	0.4	1.4	1.6	1.2	1.4	-0.3	0.5	1.3	0.6	0.7
Finnland	0.9	0.9	1.0	0.8	1.2	1.6	2.5	4.6	2.5	2.9
Frankreich	1.0	0.5	-0.1	0.5	0.3	0.9	0.7	1.0	0.8	0.8
Griechenland	0.3	0.1	0.1	0.3	0.1	3.6	3.0	2.7	2.9	2.9
Irland[1]	4.0	3.0	2.9	3.2	3.1	5.2	7.7	5.4	8.2	6.6
Italien	-1.3	0.5	1.5	0.6	0.8	2.2	1.0	1.6	1.0	1.3
Japan	0.8	1.8	2.1	1.8	1.9	-1.4	-1.0	-1.3	-1.0	-1.1
Kanada	0.3	-0.2	-0.1	-0.2	-0.1	0.2	1.2	2.1	1.1	1.4
Luxemburg	2.3	2.5	3.0	2.4	2.7	1.5	1.5	1.7	1.5	1.6
Mexiko	0.7	1.2	3.8	1.1	2.6	-0.1	-0.1	-0.6	-0.2	-0.4
Neuseeland	-1.1	-0.5	1.6	-0.6	0.3	1.1	2.2	1.6	2.3	1.9
Niederlande	1.1	2.7	3.9	2.8	3.0	1.8	2.0	1.4	2.0	1.8
Norwegen	-0.3	0.3	1.0	0.4	0.5	4.4	3.9	5.1	3.8	4.3
Österreich[1]	2.5	2.7	2.8	2.8	2.7	-2.1	-0.5	-0.4	-0.6	-0.6
Portugal[1]	5.7	6.5	8.7	6.2	7.3	5.0	4.1	4.4	4.2	4.3
Schweden	0.5	0.9	1.2	0.9	0.9	1.4	2.2	2.8	2.2	2.3
Spanien[1]	4.4	3.2	2.4	3.2	3.0	5.2	5.1	5.0	5.5	5.1
Tschech. Rep.	..	..	..	..	..	0.4	0.6	0.7	0.5	0.6
Türkei	-0.6	-0.7	1.4	-0.8	0.4	-1.1	-0.5	-3.2	-0.3	-1.9
Ungarn	..	..	..	..	..	0.9	1.2	1.0	1.1	1.1
Ver. Königreich	0.7	2.0	4.3	1.9	2.8	2.4	2.1	1.5	2.1	1.9
Ver. Staaten	1.2	1.0	1.9	1.0	1.4	-0.2	0.5	1.1	0.4	0.7
OECD22[2]	1.2	1.4	2.1	1.4	1.7	1.5	1.8	1.9	1.9	1.8
OECD20[3]	1.3	1.5	2.1	1.5	1.7	1.7	2.0	2.2	2.1	2.1

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420778364550

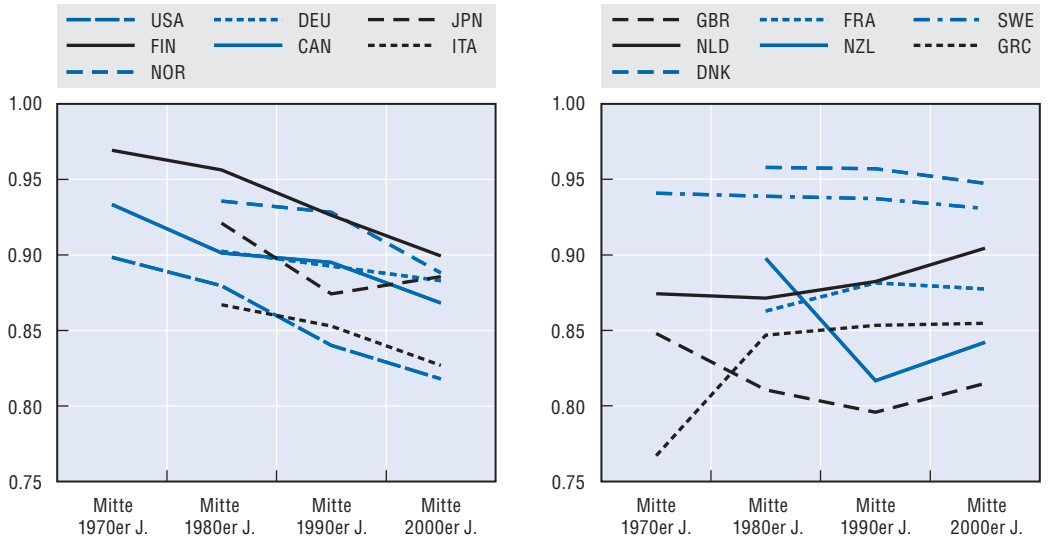
1. Im Fall von Österreich, der Tschechischen Republik, Belgien, Irland, Portugal und Spanien handelt es sich um die Veränderung im Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000 (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind).
2. OECD22 bezieht sich auf den einfachen Durchschnitt aller Länder mit Daten für den gesamten Zeitraum (d.h. ohne Australien, die Tschechische Republik und Ungarn sowie Island, Korea, Polen, die Slowakische Republik und die Schweiz).
3. OECD20 bezieht sich auf alle oben genannten Länder ohne Mexiko und die Türkei.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

einkommen z.B. im unteren Quintil der Verteilung in Belgien, Deutschland, Japan, der Türkei sowie, in geringerem Umfang, in Mexiko und den Vereinigten Staaten. Im Durchschnitt aller betrachteten OECD-Länder verzeichnete das obere Quintil in beiden Zeiträumen stärkere Einkommenszuwächse als das untere, in der zweiten Periode waren die Unterschiede jedoch geringer[10].

Diese Unterschiede zwischen den Wachstumsraten des Äquivalenzeinkommens in den einzelnen Einkommensquintilen hatten verschiedene Auswirkungen auf die Einkommensverteilung. Der Haupteffekt war, dass die „Mittelschicht" in mehreren Ländern im Vergleich zum gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt ins Hintertreffen geraten ist. Dieser „relative" Einkommensrückgang lässt sich an Veränderungen des Verhältnisses zwischen dem „Medianeinkommen" (d.h. dem Einkommen der Personen, die genau in der Mitte der Einkommensverteilung stehen) und dem „mittleren Einkommen" der einzelnen Länder ablesen (Abb. 1.3): Je weiter dieses Verhältnis unter 1 sinkt, umso stärker verringert sich das Einkommen der Mittelschicht im Verhältnis zu dem anderer Gesellschaftsgruppen, insbesondere jenen im oberen Teil der Einkommensverteilung. Das Verhältnis Medianeinkommen/mittleres Einkommen ist seit Mitte der 1980er Jahre (teilweise schon früher) in den meisten Ländern gesunken; die Hauptausnahmen bilden die Niederlande und

Abbildung 1.3 **Veränderung des Verhältnisses Medianeinkommen/mittleres verfügbares Haushaltseinkommen**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420625088572

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Griechenland (wo über den gesamten Zeitraum eine Zunahme zu verzeichnen war) sowie Australien, Neuseeland und die Türkei (wo es seit Mitte der 1990er Jahre gestiegen ist). Besonders deutlich gesunken ist das Medianeinkommen im Verhältnis zum mittleren Einkommen in Neuseeland während des Zehnjahreszeitraums von Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 1990er Jahre sowie in Finnland, Kanada und den Vereinigten Staaten, wo eine Abnahme um rd. 10% über den gesamten Zeitraum festzustellen war.

Durch Unterschiede zwischen der Höhe des Einkommenswachstums in den verschiedenen Quintilen verändert sich der Anteil am Gesamteinkommen, der den einzelnen Gruppen zufließt. Im letzten Zehnjahreszeitraum ist der Einkommensanteil des unteren Quintils in den meisten Ländern weitgehend stabil geblieben, wobei in Italien und Mexiko ein leichter Anstieg und in Deutschland, Finnland, Irland, Kanada, Österreich, Schweden und den Vereinigten Staaten eine leichte Abnahme zu verzeichnen war (Tabelle 1.2). Bei den Entwicklungen im mittleren und oberen Teil der Einkommensverteilung sind größere Abweichungen zwischen den Ländern festzustellen. Der Einkommensanteil der drei mittleren Quintile ist in Irland, Mexiko und der Türkei (Ländern mit hohen, aber rasch abnehmenden Einkommensdisparitäten) stark gestiegen (um mehr als 2 Punkte), hat in Japan, Neuseeland und den Niederlanden etwas weniger zugenommen (um 0,5 bis 2 Punkte) und ist in Norwegen stark und in Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Italien, Kanada, Schweden sowie den Vereinigten Staaten in geringerem Umfang gesunken. Erhebliche Zuwächse beim Einkommensanteil des oberen Quintils führten in Finnland, Kanada und Norwegen sowie (in geringerem Umfang) in Dänemark, Deutschland, Italien, Österreich, Schweden und den Vereinigten Staaten zu einem Anstieg der Disparitäten; eine starke Abnahme des Einkommensanteils der sehr Reichen sorgte in Irland, Mexiko und der Türkei demgegenüber für einen Rückgang der Einkommensungleichheit. Die Einkommenszuwächse am oberen Ende der Verteilung dürften in den allgemeinen Bevölkerungserhebungen unterzeichnet sein, auf die sich dieser Bericht stützt (Kasten 1.1). Dies zeigt sich an der Tatsache, dass die Zunahme des Einkommensanteils des oberen Prozents der Bevölkerung, die aus dem OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung abzulesen ist, hinter den wesentlich höheren Zuwächsen zurückbleibt, die in den Steuerdaten der Vereinigten Staaten, des Vereinigten Königreichs und Kanadas dokumentiert sind (seit Mitte der 1980er Jahre).

Tabelle 1.2 **Zu- und Abnahmen der Einkommensanteile der verschiedenen Quintile**
Veränderung in Prozentpunkten, Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre

	Unterstes Quintil	Mittlere drei Quintile	Oberstes Quintil
Starke Zunahme	..	Irland, Mexiko, Türkei	Finnland, Kanada, Norwegen
Moderate Zunahme	Italien, Mexiko	Japan, Neuseeland, Niederlande, Vereinigtes Königreich	Dänemark, Deutschland, Italien, Österreich, Schweden, Ver. Staaten
Stabilität	Australien, Belgien, Dänemark, Frankreich, Griechenland, Japan, Luxemburg, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Portugal, Spanien, Tschechische Rep., Türkei, Ungarn, Ver. Königreich	Australien, Belgien, Griechenland, Luxemburg, Österreich, Portugal, Spanien, Tschechische Republik, Ungarn	Australien, Belgien, Frankreich, Japan, Luxemburg, Portugal, Spanien, Tschechische Republik, Ungarn
Moderate Abnahme	Deutschland, Finnland, Irland, Kanada, Österreich, Schweden, Ver. Staaten	Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Italien, Kanada, Schweden, Ver. Staaten	Griechenland, Neuseeland, Niederlande, Vereinigtes Königreich
Starke Abnahme	..	Norwegen	Irland, Mexiko, Türkei

Anmerkung: „Starke" Zunahmen bzw. Abnahmen der Einkommensanteile sind solche, die sich auf mehr als 2 Prozentpunkte belaufen. „Moderate" Zunahmen bzw. Abnahmen entsprechen einem Anstieg bzw. Rückgang um ½ -2 Prozentpunkte; von „Stabilität" wird gesprochen, wenn sich die Einkommensanteile um weniger als +/- ½ Prozentpunkt verändert haben. Für Belgien, Dänemark, Frankreich, Irland, Japan, Österreich, Polen, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik beziehen sich die Daten auf Veränderungen im Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

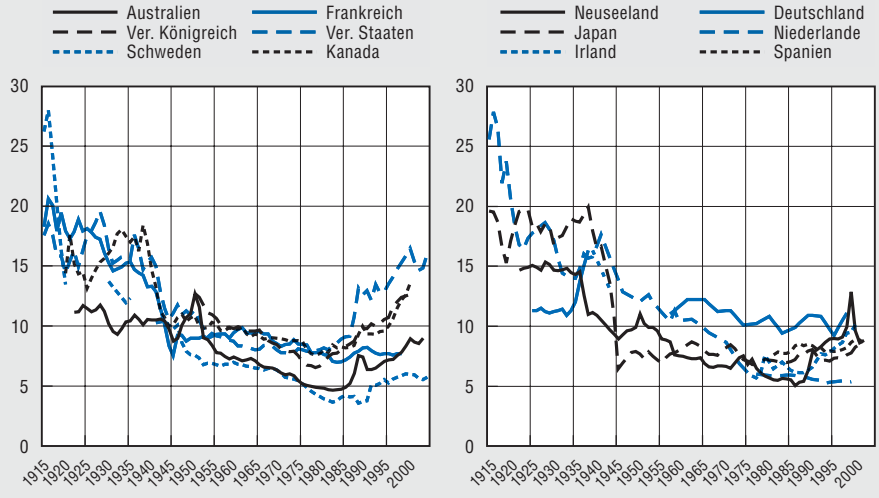
Auch wenn die oben beschriebenen Veränderungen in der Einkommensverteilung das Resultat des Wirksamwerdens verschiedener Faktoren sind (die in späteren Kapiteln eingehender beschrieben werden), gilt es zwei wichtige Elemente zu unterscheiden: Disparitäten beim *verfügbaren Einkommen* (d.h. beim Einkommen nach Steuern und Transferleistungen) und Disparitäten beim *Markteinkommen* (d.h. der Summe vor Steuern der Einkommen aus unselbstständiger und selbstständiger Tätigkeit und der Kapitaleinnahmen). Veränderungen der nach diesen beiden Einkommenskonzepten gemessenen Ungleichheit ermöglichen die Unterscheidung (bis zu einer ersten Approximierung) zwischen dem Effekt der Marktkräfte und dem der staatlichen Politik. Diese Unterscheidung ist wichtig, weil der Staat einem Anstieg der Ungleichheit im Allgemeinen mit dem Steuer- und Transfersystem entgegenwirken kann, allerdings nicht lange: Der vom Staat erzielbaren Umverteilung sind Grenzen gesetzt, vor allem wenn die öffentlichen Ausgaben schon auf Grund anderer Belastungsfaktoren steigen (z.B. der Bevölkerungsalterung). In Abbildung 1.4 sind die Veränderungen des Gini-Koeffizienten für die beiden Einkommenskonzepte dargestellt, wobei die Indexbasis für beide Datenreihen jeweils die erste für die Länder vorliegende Beobachtung ist. Im Zehnjahreszeitraum zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre war die Zunahme der Einkommensungleichheit vor allem auf die Ausweitung des Verteilungsspektrums der Markteinkommen zurückzuführen, die in allen Ländern außer Frankreich festzustellen war. In diesem Zeitraum glichen die Regierungen die Zunahme der Einkommensdisparitäten durch die bei den privaten Haushalten erhobenen Steuern und Sozialabgaben sowie öffentliche Transferleistungen entweder in vollem Umfang (wie in Kanada und Schweden) oder teilweise aus (in allen anderen Ländern, vgl. Abb. 1.4). Seit 1995 sind im Ländervergleich wesentlich größere Unterschiede zu beobachten. In diesem Zeitraum ist die Ungleichheit der Markteinkommen in den Niederlanden sowie in geringerem Umfang in Australien, Neuseeland, dem Vereinigten Königreich und Schweden deutlich gesunken, während sie sich in Dänemark, Finnland und Frankreich stabilisierte und in anderen Ländern zunahm (besonders stark in Deutschland, Italien, Japan und Luxemburg). Der Anstieg der Ungleichheit der verfügbaren Einkommen fiel zwar im Allgemeinen geringer aus als im Vorzeitraum, dafür war er aber zu einem größeren Teil einer weniger starken Umverteilung durch das Steuer- und Transfersystem zuzuschreiben, vor allem in Kanada, den Niederlanden, Schweden sowie in geringerem Maße in den Vereinigten Staaten.

Kasten 1.1 **Veränderungen am oberen Ende der Einkommensverteilung**

Die auf Erhebungsdaten gestützten Messgrößen der Haushaltseinkommen, die in diesem Bericht verwendet werden, eignen sich nicht gut für die Messung der Einkommen am oberen Ende der Verteilung. Dies erklärt sich aus der eng abgegrenzten Einkommensdefinition, der Vertraulichkeit, mit der hohe Einkommen behandelt werden, sowie der hohen Nichtbeantwortungsquote unter den Befragten am oberen Ende des Einkommensspektrums. In Bezug auf den ersten dieser Punkte fällt vor allem ins Gewicht, dass das in diesem Bericht verwendete Konzept des (monetären) Einkommens jene Einkommensquellen nicht berücksichtigt, die bei den sehr Reichen eine überproportional wichtige Rolle spielen (Kapitalerträge, Nichtlohnkomponenten der Managervergütungen, wie z.B. Stock-Options, und kalkulatorische Renten). Beim zweiten Aspekt geht es vor allem um die Frage, ob in den Erhebungen eine Erfassungsgrenze der Einkommen nach oben vorgesehen ist („Top Coding"), so dass der über eine bestimmte Höhe hinausgehende Teil der Erwerbs- oder sonstigen Einkommen nicht mehr berücksichtigt wird. Vom „Top Coding" betroffen ist die Mehrzahl der Analysen der Einkommensverteilung in den Vereinigten Staaten, die sich auf für den öffentlichen Gebrauch bestimmte Daten aus dem „Annual Social and Economic Supplement" zum *Current Population Review* stützen und durch Änderungen der Vertraulichkeitsgrenzen beeinflusst werden, die das US Census Bureau auf Spitzeneinkommen anwendet (wodurch der Einkommensanstieg im Zeitverlauf unterzeichnet wird); die in diesem Bericht vorgestellten Daten für die Vereinigten Staaten sind von diesem Problem weniger stark betroffen, da sie sich auf „interne" Daten des US Census Bureau gründen.

Alternativ zu Umfragedaten können zur Erfassung von Veränderungen am oberen Ende der Einkommensverteilung auch Steuerdaten verwendet werden (berichtigt um die Einkommen von Personen, die keine Steuererklärung abgeben). Daten zum Anteil am Einkommen vor Steuern der Personen im oberen Prozent der Verteilung lassen in Australien, Irland, Kanada, im Vereinigten Königreich und in den Vereinigten Staaten seit Mitte der 1970er Jahre auf einen starken Anstieg (um 70% oder mehr) und in Deutschland, Japan, Neuseeland, Spanien und Schweden auf einen geringeren Anstieg schließen (um 10-25%), während sie in Frankreich und den Niederlanden auf einen Rückgang (um rd. 10%) hindeuten (Leigh, 2007). Mit wenigen Ausnahmen war der Großteil des Anstiegs des Einkommensanteils des obersten Dezils der Verteilung durch Veränderungen des Einkommensanteils des reichsten Prozents der Bevölkerung bedingt. Steuerdaten sind zwar besser zur Beobachtung der Entwicklungen am oberen Ende der Verteilung geeignet – und bieten zugleich einen langfristigen Kontext für die Beurteilung der jüngsten Trends –, sie werden jedoch durch Änderungen bestimmter Vorschriften beeinflusst, durch die sich die Anreize der Steuerzahler zur Angabe bestimmter Kapital-(und sonstiger)Einnahmen in ihren Steuererklärungen verringern oder erhöhen (Reynolds, 2007). Im Fall der Vereinigten Staaten wird der starke Anstieg des Einkommensanteils des oberen Bevölkerungsprozents allerdings durch Daten aus anderen administrativen Quellen (z.B. den Aufstellungen der US-Sozialversicherungsbehörde zu den Erwerbseinkommen) sowie durch Studien bestätigt, in denen sowohl die Einkommen- als auch die Körperschaftsteuern berücksichtigt sind (Burtless, 2007).

Anteil des Einkommens vor Steuern des reichsten Prozents der Bevölkerung

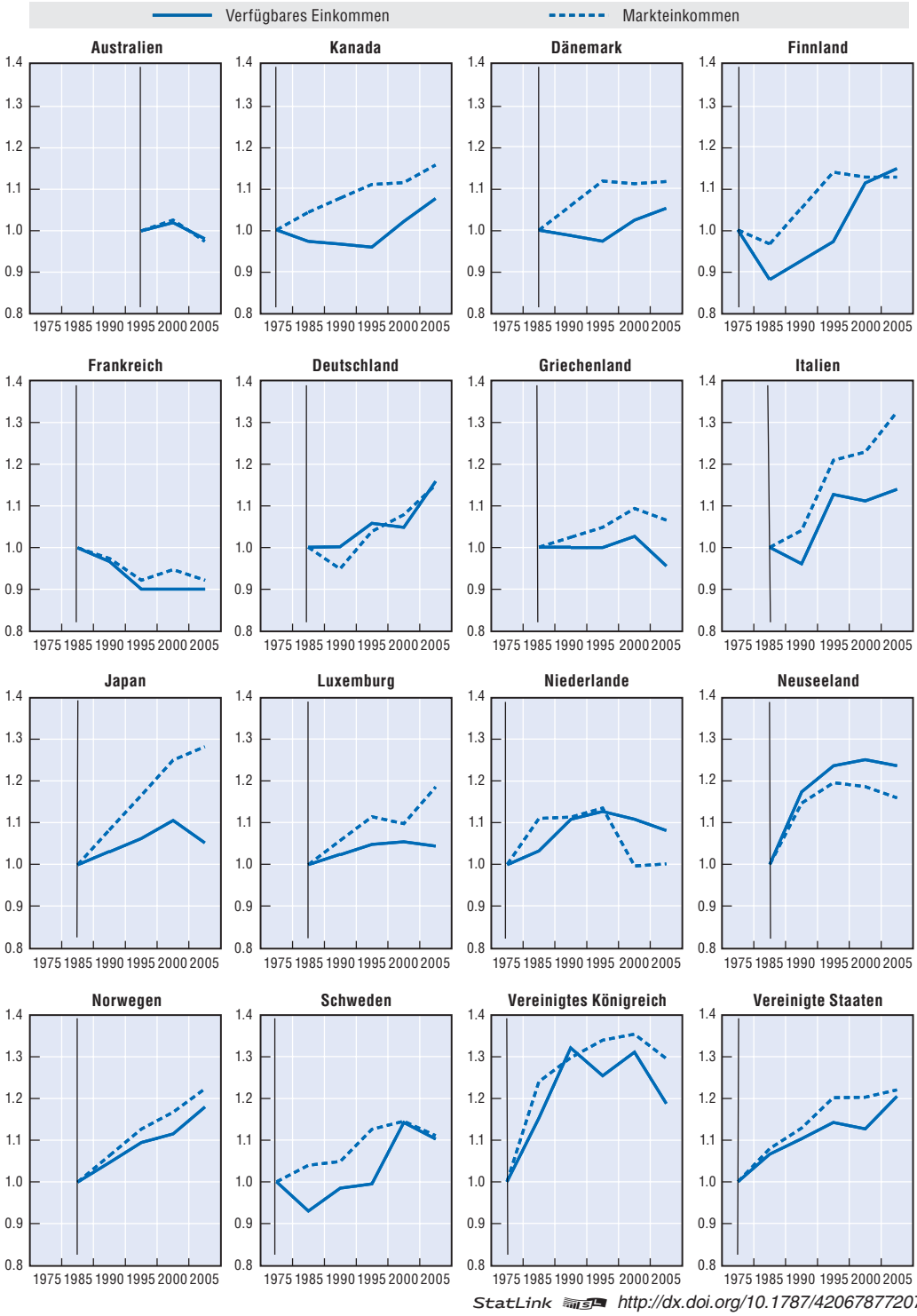


StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420757184562

Quelle: Leigh (2007), Datensatz heruntergeladen unter *http://econrsss.anu.edu.au/~aleigh/*.

Abbildung 1.4 **Trendmäßige Entwicklung der Ungleichheit von Markteinkommen und verfügbaren Einkommen**

Gini-Koeffizienten, Indexbasis: Wert des ersten vorliegenden Jahrs



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420678772078

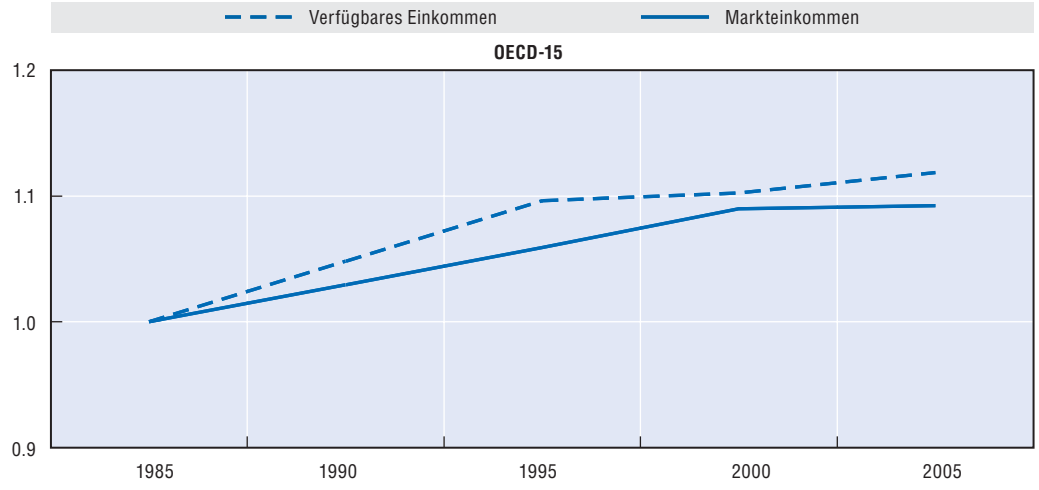
Anmerkung: Die Markierungen in den Länderabbildungen kennzeichnen die vorliegenden Beobachtungen. Die Kurven ergeben sich aus linearen Interpolationen zwischen diesen Beobachtungen. Die Gini-Koeffizienten des Markteinkommens und des verfügbaren Einkommens beruhen auf der Rangordnung der Personen nach diesen beiden Einkommenskonzepten.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

In Abbildung 1.5 sind die durchschnittlichen Trends der Streuung des verfügbaren Einkommens und des Markteinkommens in den 15 OECD-Ländern dargestellt, für die Beobachtungen aus dem gesamten Zeitraum von Mitte der 1980er bis Mitte der 2000er Jahre vorliegen. Diese Abbildung macht auf etwas weniger detaillierte Weise als Abbildung 1.4 einige signifikante Unterschiede zwischen den Zeiträumen deutlich. Im Durchschnitt der 15 betrachteten Länder (denselben wie in Abbildung 1.4. ohne Australien) war die zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre beobachtete Ausweitung der Einkommensdisparitäten hauptsächlich auf eine stärkere Ungleichverteilung der Markteinkommen zurückzuführen, die durch öffentliche Transferleistungen und Steuern z.T. ausgeglichen wurde. Von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000 ließ das Wachstum der Ungleichheit der Markteinkommen demgegenüber nach, so dass sich die Zunahme der Disparitäten beim verfügbaren Einkommen hauptsächlich aus dem Effekt der öffentlichen Transfers und der Besteuerung der Haushalte erklärte. Die Stabilisierung der bei den Markteinkommen zu beobachtenden Disparitäten zeugte vom Erfolg der in mehreren OECD-Ländern durchgeführten Reformen des Wohlfahrtssystems, die darauf abzielten, Leistungsempfänger zur Aufnahme einer Beschäftigung zu bewegen (OECD, 2005). In jüngster Zeit ist allerdings wieder eine Rückkehr zum vorherigen Muster einer stärkeren Ungleichheit der Markteinkommen zu beobachten, die z.T. durch die Umverteilung über das Steuer- und Transfersystem ausgeglichen wird, wenn auch in geringerem Maße als in der Vergangenheit. Diese Entwicklung legt die Vermutung nahe, dass ein Teil der vorherigen Abnahme der Ungleichheit der Markteinkommen möglicherweise von kurzer Dauer war und stärkere Reformen nötig sein werden, um eine gleichere Verteilung der Markteinkommen zu gewährleisten. Diese Veränderungen in der Ungleichheit der Markteinkommen erklären sich zwar häufig aus Verschiebungen bei den Faktoranteilen, der Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen ist jedoch komplex, was darauf hindeutet, dass noch andere Faktoren zum Tragen gekommen sind (Kasten 1.2).

Abbildung 1.5 **Trendmäßige Entwicklung der Ungleichheit der Markteinkommen und der verfügbaren Einkommen, OECD-Durchschnitt**

Gini-Koeffizienten, Mitte der 1980er Jahre = 1,0



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420718178732

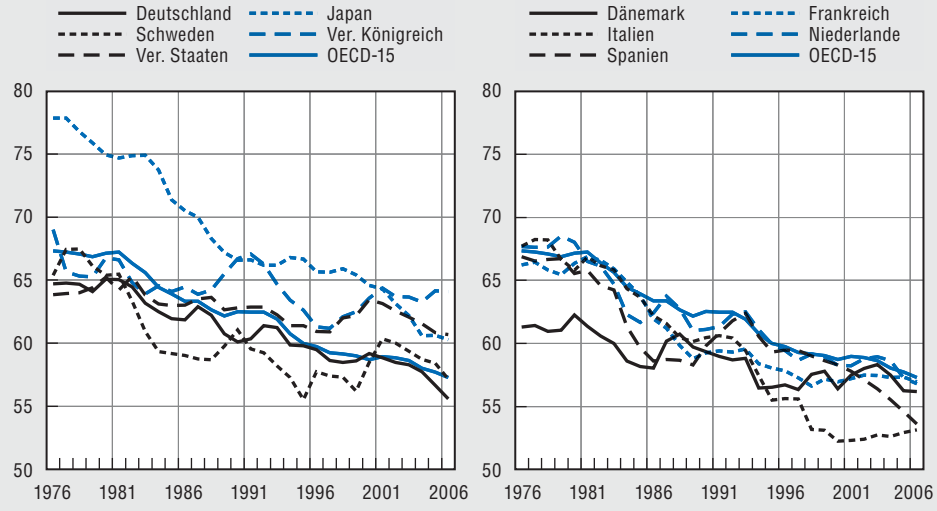
Anmerkung: OECD15 ist der Durchschnitt der Länder, für die Daten für den gesamten Zeitraum von Mitte der 1980er bis Mitte der 2000er Jahre vorliegen (Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Italien, Japan, Kanada, Luxemburg, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Schweden, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten). Die Gini-Koeffizienten des Markteinkommens und des verfügbaren Einkommens beruhen auf der Rangordnung der Personen nach diesen beiden Einkommenskonzepten.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Kasten 1.2 **Welcher Zusammenhang besteht zwischen Einkommensungleichheit und Lohnanteil?**

Der in den meisten OECD-Ländern seit Mitte der 1980er Jahre verzeichnete moderate, aber deutliche Anstieg der Einkommensungleichheit ging mit einer erheblichen Abnahme des Lohnanteils an der Wertschöpfung einher. Im Durchschnitt der 15 OECD-Länder, für die Daten über den gesamten Zeitraum seit 1976 vorliegen, ist dieser Anteil um rd. 10 Punkte (bzw. 15%) gesunken, wobei der Rückgang in Irland, Italien und Japan stärker (15 Punkte oder mehr) und in Dänemark, Griechenland, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten geringer ausfiel (5 Punkte oder weniger) (siehe Abbildung).

Lohnanteil an der Wertschöpfung



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420767282661

Anmerkung: Das Gesamtlohnaufkommen wird gemessen anhand der Gesamtsumme der Einkommen aus unselbstständiger und selbstständiger Arbeit (auf Basis der Lohnsätze des Unternehmenssektors). Das Gesamtlohnaufkommen wird in Prozent des Bruttoinlandsprodukts ausgedrückt. OECD15 ist der Durchschnitt der zehn dargestellten Länder zzgl. Belgien, Finnland, Griechenland, Irland und Österreich.
Quelle: OECD (2007).

Auch wenn die Höhe des Lohnanteils in den verschiedenen Sektoren stark schwankt, waren von diesem Rückgang doch – in unterschiedlichem Ausmaß – die meisten Branchen betroffen, was darauf schließen lässt, dass dieser Abwärtstrend nicht nur auf Veränderungen in der Struktur des BIP zurückzuführen ist (d.h. Verlagerungen von Branchen mit höherem Lohnanteil zu Branchen mit geringerem Lohnanteil)[1]. Die Determinanten der Abnahme des Lohnanteils in der Industrie, auf die in empirischen Analysen hingewiesen wird, sind der Einfluss eines gestiegenen Kapitalkoeffizienten, höhere reale Ölpreise, ein stärkerer (den Arbeitseinsatz nicht erhöhender) technischer Fortschritt sowie (auf weniger deutliche Weise) größere Anpassungskosten des Faktors Arbeit (die sich an einem höheren Beschäftigungswachstum zeigen) und eine gesunkene Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer (die in Tarifkonflikten deutlich wird) (Bentolila und Saint-Paul, 2003). Andere in diesen empirischen Schätzungen nicht explizit berücksichtigte Faktoren könnten ebenfalls zum beobachteten Rückgang des Lohnanteils beigetragen haben.

Da am unteren Ende der Einkommensskala ein größerer Teil der Einkommen aus Löhnen besteht als am oberen Ende, wird häufig davon ausgegangen, dass ein Rückgang des Lohnanteils mit einer Abnahme des auf Personen im unteren Bereich der Verteilung entfallenden Anteils an den Haushaltseinkommen verbunden ist. In Wirklichkeit besteht kein *notwendiger* Zusammenhang zwischen dem Teil der Wertschöpfung, der in Form von Löhnen ausgezahlt wird, und dem Anteil der verfügbaren Haushaltseinkommen, der auf Niedrigeinkommensgruppen entfällt[2]. Wie in späteren Kapiteln beschrieben wird, sind die

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

Kapitaleinkommen jedoch in der Regel wesentlich ungleicher verteilt als die Löhne, was bedeutet, dass ein Anstieg des Anteils der Kapitaleinnahmen an den wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte über einen Zusammensetzungseffekt zu einer Erhöhung der Einkommensungleichheit führt.

---

1. De Serres et al. (2002) zeigen, dass auf Veränderungen in der Branchenzusammensetzung der Produktion des Unternehmenssektors in Italien, Frankreich, Belgien und den Vereinigten Staaten 25% bis 10% der Abnahme des Gesamtlohnanteils im Zeitraum von Mitte der 1970er bis Mitte der 1990er Jahre entfielen; in Deutschland (wo der um Veränderungen in der Branchenzusammensetzung der Produktion berichtigte Lohnanteil stieg) war ihr Einfluss größer, und in den Niederlanden war er nicht nennenswert.
2. Lam (1997) beschreibt ein einfaches Modell mit zwei Gruppen von Menschen: Geringverdiener, deren Einkommen sich ausschließlich aus Löhnen zusammensetzt, und Gutverdienende, die Löhne und Kapitaleinnahmen beziehen. In diesem Modell führt ein Anstieg der Zahl der Geringverdiener bei Annahme einer Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Kapital von 1 zu einer Erhöhung des Einkommensanteils der Geringverdiener und einer Abnahme des Einkommensanteils der Gutverdienenden (bei einem konstanten Anteil der Kapitaleinnahmen).

Einkommensniveaus in den verschiedenen Dezilen der Verteilung

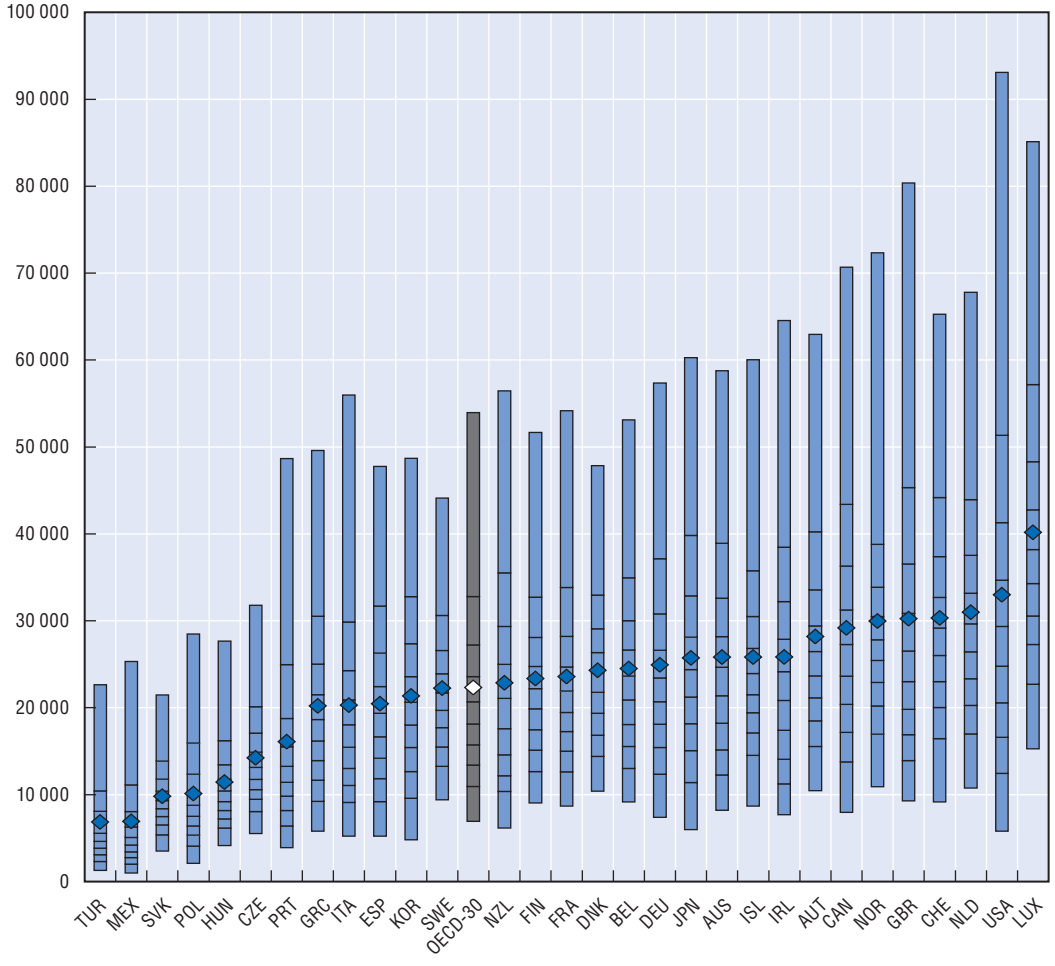
Auch wenn die Einkommensungleichheit nur ein Element für den Vergleich der sozialen und wirtschaftlichen Bedingungen in verschiedenen OECD-Ländern ist, geben die in diesem Bericht vorgestellten Daten noch Aufschluss über andere Aspekte, die für diese Beurteilung wichtig sind. Einer davon ist die *absolute Höhe* des verfügbaren Haushaltseinkommens an verschiedenen Punkten der Einkommensverteilung. Abbildung 1.6 gibt das mittlere Einkommen (Durchschnitt der Einkommen der verschiedenen Dezile der Verteilung) sowie das Durchschnittseinkommen in den einzelnen Dezilen der Einkommensverteilung verschiedener OECD-Länder wieder[11]. Das mittlere verfügbare Einkommen je Verbrauchereinheit liegt im Schnitt über 22 000 US-$, wobei Luxemburg an oberster Stelle steht (mit über 40 000 US-$), gefolgt von den Vereinigten Staaten (33 000 US-$) und Norwegen (30 000 US-$). Am anderen Ende des Spektrums stehen die Türkei und Mexiko mit Werten von rd. 7 000 US-$. Die Werte für das mittlere verfügbare Einkommen je Verbrauchereinheit liegen niedriger als konventionelle Maße des Pro-Kopf-Einkommens, die beiden Datenreihen sind jedoch stark miteinander korreliert[12]. Die Gesamtbreite der Einkommensverteilung – gemessen am Abstand zwischen dem Durchschnittseinkommen des oberen und des unteren Einkommensdezils, in US-$ zu KKP – ist in den einzelnen Ländern ebenfalls sehr unterschiedlich, wobei einer Einkommensdifferenz von weniger als 20 000 US-$ zwischen dem unteren und dem oberen Ende des Spektrums in der Slowakischen Republik eine Differenz von über 85 000 US-$ in den Vereinigten Staaten gegenübersteht.

Der gleiche Datensatz kann auch in einem Format wiedergegeben werden, das sich besser zur Hervorhebung von Differenzen zwischen den Einkommensniveaus von Personen an vergleichbaren Punkten des Einkommensspektrums in verschiedenen Ländern eignet. In Abbildung 1.7 sind die Informationen für Angehörige der Mittelschicht (oberer Teil), des unteren Dezils (mittlerer Teil) und des oberen Dezils (unterer Teil) dargestellt, wobei die Länder in jedem Abbildungsteil in aufsteigender Reihenfolge des äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens aufgelistet sind. Abbildung 1.7 macht mehrere Punkte deutlich:

- Das Medianeinkommen je Verbrauchereinheit beträgt im Durchschnitt etwas unter 20 000 US-$, wobei das Spektrum von 36 000 US-$ in Luxemburg bis hinunter zu rd. 5 000 US-$ in Mexiko und der Türkei reicht. Die Streuung des Medianeinkommens ist im Ländervergleich um 10% breiter als die des mittleren Einkommens. Die Veränderungen in der Rangordnung der Länder (im Vergleich zu der am mittleren Einkommen orientierten Rangfolge) sind gering, die Niederlande rücken allerdings um zwei Plätze (auf den zweihöchsten Rang) auf, während das Vereinigte Königreich um zwei Plätze absinkt.

Abbildung 1.6 **Einkommensniveaus in der gesamten Verteilung, Mitte der 2000er Jahre**

In US-Dollar zu Kaufkraftparitäten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420721018310

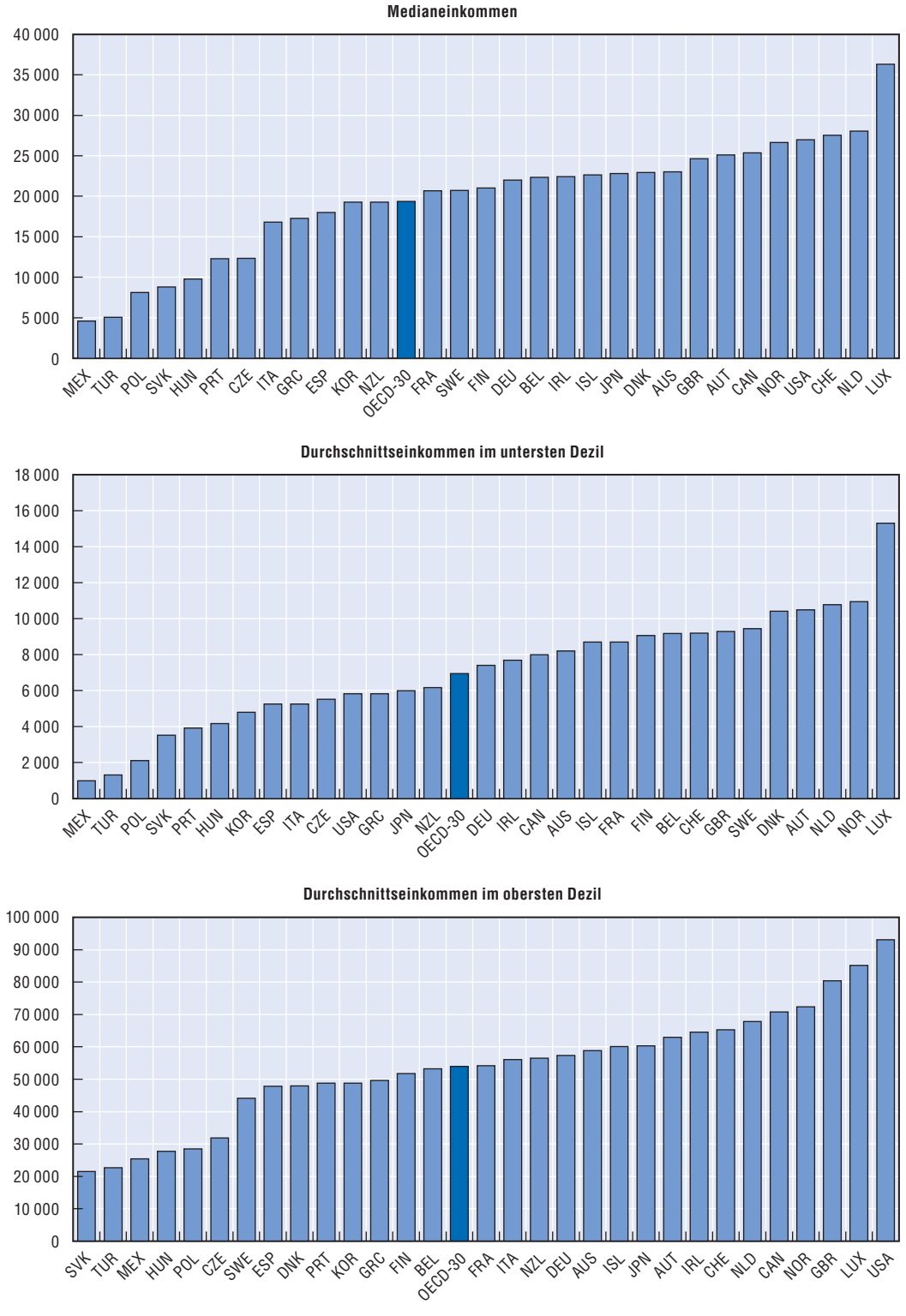
Anmerkung: Die Daten beziehen sich auf das verfügbare Haushaltsäquivalenzeinkommen von Personen an verschiedenen Punkten der Einkommensverteilung. Die Balken beginnen für alle Länder jeweils beim Durchschnittseinkommen des ersten Dezils und enden mit dem Durchschnittseinkommen des zehnten Dezils. Ebenfalls dargestellt ist das mittlere Einkommen der Gesamtbevölkerung (Raute). Die Einkommensdaten für die einzelnen Länder wurden um die Inflation bereinigt (sofern sie sich auf ein anderes Jahr als 2005 beziehen) und dann auf der Grundlage von Kaufkraftparitäten für den effektiven Verbrauch im Jahr 2005 in US-Dollar umgerechnet. Dieser Umrechnungskurs orientiert sich an den Kosten, die in verschiedenen Ländern für einen Standardwarenkorb mit Konsumgütern und Dienstleistungen anfallen, die auf dem freien Markt erworben oder kostenlos (bzw. zu einem ermäßigten Satz) vom öffentlichen Sektor bezogen werden. Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach ihrem mittleren Äquivalenzeinkommen dargestellt.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung und sonstige OECD-Datenbanken.

- Wesentlich größere Unterschiede sind im Ländervergleich am unteren Ende der Verteilung festzustellen. Das Durchschnittseinkommen liegt im ersten Dezil etwas unter 7 000 US-$, wobei das Spektrum wiederum von 15 000 US-$ in Luxemburg bis unter 1 000 US-$ in Mexiko reicht. Die Rangfolge der Länder nach dem Einkommen der Haushalte im unteren Bereich der Verteilung weicht deutlich von der ab, die sich aus den mittleren Einkommen ergibt: Die Vereinigten Staaten (zweithöchstes mittleres Einkommen) sinken um 11 Plätze ab, während Schweden (das nach dem mittleren Einkommen auf Platz 14 steht) um acht Plätze aufrückt.

Abbildung 1.7 **Einkommensniveaus von Personen an verschiedenen Punkten der Verteilung, Mitte der 2000er Jahre**

In US-Dollar zu Kaufkraftparitäten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420757110442

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung und sonstige OECD-Datenbanken.

- Am oberen Ende der Verteilung beträgt das Einkommen im Durchschnitt der Länder 37 000 US-$, wobei die Vereinigten Staaten mit über 93 000 US-$ nun an oberster Stelle stehen (vor Luxemburg) und die Türkei mit 23 000 US-$ das Schlusslicht bildet. Die zwischen den Ländern zu beobachtenden Unterschiede sind in absoluter Rechnung höher als in allen zuvor betrachteten Fällen, bei Betrachtung im Vergleich zu den Durchschnittseinkommen aller Personen am oberen Ende der Verteilung sind sie aber geringer. Unter den in der Abbildung berücksichtigten Ländern rückt Italien um acht Plätze (auf die achthöchste Position) auf, während Schweden um vier Plätze abfällt.

Schlussbetrachtungen

In diesem Kapitel wurden vier wichtige Verteilungsmerkmale identifiziert:

- Erstens unterscheidet sich die Verteilung der Haushaltseinkommen stark von Land zu Land, und diese Differenzen bleiben im Zeitverlauf bestehen, auch wenn ihr genauer Umfang von den statistischen Quellen abhängt, die für die einzelnen Länder verwendet werden. Unterschiedliche Messgrößen liefern weitgehend konsistente Bewertungen der im Ländervergleich festzustellenden Unterschiede bei der Einkommensungleichheit, da sich die Lorenz-Kurven der verschiedenen Länder nur in einer geringen Zahl von Fällen „überschneiden".

- Zweitens hat sich die Einkommensungleichheit im Zwanzigjahreszeitraum seit Mitte der 1980er Jahre vergrößert. Diese Ausdehnung der Einkommensstreuung ist ein recht weitverbreitetes Phänomen (es ist in rund zwei Drittel aller OECD-Länder zu beobachten), und nach den meisten Maßen der Ungleichheit war ein leichter, aber deutlicher Anstieg festzustellen. Diese Zunahme der Einkommensungleichheit fiel im ersten Zehnjahreszeitraum allerdings stärker aus als im zweiten und war auch im Ländervergleich unterschiedlich ausgeprägt, wobei in mehreren Ländern in der zweiten Periode eine Abnahme der Ungleichheit verzeichnet wurde.

- Drittens war die Zunahme der Einkommensstreuung hauptsächlich durch größere Disparitäten bei den Markteinkommen zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre bedingt. Ab Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000 stieg die Ungleichheit der Markteinkommen nicht weiter an, in der Folge kam es aber wieder zu einer leichten Zunahme.

- Viertens bestehen große Unterschiede zwischen den Ländern in Bezug darauf, wie auf der Einkommensverteilung an derselben Stelle stehende Personen im Ländervergleich positioniert sind – Unterschiede, die verdeckt bleiben, wenn nur das mittlere Einkommen der Länder verglichen wird. Die im Ländervergleich festzustellenden prozentualen Differenzen im Einkommensniveau sind am unteren Ende der Verteilung größer als im mittleren Bereich, während die zwischen den Ländern bestehenden Unterschiede beim Lebensstandard am oberen Ende des Spektrums in absoluter Rechnung groß sind, sich in prozentualer Rechnung aber verringern.

Anmerkungen

1. Der Gini-Koeffizient ist definiert als die Fläche zwischen der Lorenz-Kurve (mit der die kumulierten Bevölkerungsanteile vom ärmsten bis zum reichsten ihren kumulierten Anteilen am Gesamteinkommen gegenübergestellt werden) und der 45°-Linie im Verhältnis zur gesamten Fläche des Dreiecks unter dieser Linie. Die Werte des Gini-Koeffizienten reichen von 0, vollkommene Gleichverteilung (d.h. jeder Bevölkerungsanteil hat den gleichen Anteil am Einkommen), bis 1, vollkommene Ungleichverteilung (d.h. der Empfänger des höchsten Einkommens vereint das gesamte Einkommen auf sich).

2. Im Verhältnis zu anderen Indizes reagiert die Mean-Log-Deviation stärker auf Veränderungen am unteren Ende der Verteilung, während der quadrierte Variationskoeffizient stärker auf Veränderungen am oberen Ende reagiert und der Gini-Koeffizient gegenüber Veränderungen an beiden Enden der Verteilung eine weniger starke Reagibilität aufweist.

3. Die Auswahl der für den OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung verwendeten statistischen Quellen erfolgt in Zusammenarbeit mit den zuständigen Behörden in den einzelnen Ländern und den nationalen Referenten. Ein entscheidendes Kriterium bei der Auswahl ist die zeitliche Konsistenz zwischen den betrachteten Jahren.

4. Für einige Länder lassen die OECD-Daten auf eine wesentlich höhere Ungleichverteilung schließen als die LIS- oder die Eurostat-Daten (für Island, Deutschland und Italien im Vergleich zu den Eurostat-Daten; für Finnland, Deutschland, Irland, Italien, die Niederlande, Norwegen und Polen im Vergleich zu den LIS-Daten). Solche Unterschiede sind sogar festzustellen, wenn sich die drei Datenquellen auf dieselben Erhebungen stützen. Diese Unterschiede erklären sich zwar z.T. aus der Betrachtung unterschiedlicher Jahre (die Schätzungen der OECD sind im Allgemeinen aktueller als die der LIS) oder aus Unterschieden in der verwendeten Äquivalenzskala (wie im Fall der Eurostat-Daten), andere Faktoren spielen jedoch ebenfalls eine Rolle. Für Deutschland stützen sich die Eurostat-Daten auf die EU-SILC-Erhebung, in der signifikante Verzerrungen festzustellen sind, während die OECD mit dem Sozio-oekonomischen Panel arbeitet, der Erhebung, die auch in den meisten amtlichen deutschen Berichten zu diesem Thema verwendet wird (ebenso wie in der LIS). Im Fall von Italien gründen sich die OECD-Ergebnisse auf ein Mikrosimulationsmodell des zentralen italienischen Statistikamts (ISTAT), anhand dessen die Schätzungen der Steuer- und Abgabenschuld der privaten Haushalte für die mikroökonomischen Aufzeichnungen des *Survey of Household Income and Wealth* der Bank von Italien erstellt werden, derselben Haushaltserhebung, die auch für die LIS verwendet wird. Während die Daten der OECD und der LIS in Bezug auf die strukturellen Merkmale der italienischen Bevölkerung ein recht konsistentes Bild liefern, deuten die OECD-Daten auf einen Anstieg der Ungleichheit seit dem Jahr 2000 hin, der im Widerspruch zu der Stabilität steht, die im Großen und Ganzen aus den Datensätzen der Bank von Italien abzulesen ist. Im Fall von Japan (das in der LIS nicht erfasst wird) liefern die verschiedenen Datenquellen sehr unterschiedliche Schätzungen des Grads der Ungleichheit (die Informationen zu den Trends sind aber weitgehend konsistent). Die OECD-Daten gründen sich auf den *Comprehensive Survey on Living Conditions*, der durch einen großen Stichprobenumfang und eine hohe Beteiligungsquote gekennzeichnet ist, bei dem die Informationen mit Hilfe retrospektiver Fragen erfasst werden und der eine Beobachtung der Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut im Zeitverlauf gestattet. Der aus dieser Erhebung abgeleitete Gini-Koeffizient ist allerdings deutlich höher als derjenige, der (auf der Grundlage der gleichen Definitionen) anhand des *National Survey of Family Income and Expenditure,* der wichtigsten Informationsquelle zu den Ausgaben der privaten Haushalte, errechnet wird (0,28). Diese zweite Erhebung, die sich auf von den Umfrageteilnehmern ausgefüllte Tagebücher stützt, zeichnet sich durch einen größeren Stichprobenumfang aus, lässt einige Haushaltstypen aber unberücksichtigt; daher ermöglicht sie die Beobachtung der Trends von Einkommensungleichheit und Armut nur für eine enger gefasste Bevölkerungsgruppe.

5. Die Lorenz-Ungleichheit ist in einem Land zweifelsfrei höher (niedriger) als in einem anderen, wenn dessen Lorenz-Kurve durchgehend über (oder unter) der des Vergleichslands liegt. Überschneiden sich die Lorenz-Kurven der beiden Länder hingegen, sind auf summarische Messgrößen der gesamten Verteilung gestützte Beurteilungen der Ungleichheit mit einem gewissen Maß an Willkür behaftet.

6. In Anhangstabelle 1.A2.1 werden die Lorenz-Kurven von Länderpaaren verglichen und die Ergebnisse mit verschiedenen Farben gegliedert (Kreuzschraffur und dunkelgrau für Fälle „strikter" Dominanz der Lorenz-Kurve eines Lands im Verhältnis zu der eines anderen; einfache Schraffur und hellgrau für Fälle, in denen sich die Lorenz-Kurven zweier Länder an einem Ende überschneiden; weiß für unklare Fälle). Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass binäre Vergleiche der Einkommensverteilung verschiedener Länder in rund drei Viertel der Fälle eindeutige Ergebnisse liefern (d.h. die Lorenz-Kurve des einen Lands liegt entweder durchgehend über oder durchgehend unter der des anderen). In 18% der Fälle überschneiden sich die Lorenz-Kurven jedoch (weiß), und in weiteren 8% aller Fälle ist eine Überschneidung entweder im obersten oder im untersten Dezil festzustellen (hellgrau oder einfache Schraffur).

7. Zur Überbrückung von Diskontinuitäten, die durch einen Wechsel der statistischen Datenquelle (wie in Kanada 1995 und im Vereinigten Königreich 2001) oder Änderungen im Erhebungsdesign bzw. der Gewichtung (wie in den Niederlanden im Jahr 2000 und in Schweden 1985) entstehen können, werden Daten für das fragliche Jahr nach den „neuen" und den „alten" Regeln erfasst, um dann ein „Splicing" der verschiedenen Indikatoren vorzunehmen. Statistische Brüche sind auch in den Datenreihen für Belgien, Deutschland, Italien, Japan, Spanien und die Türkei (1995) festzustellen. Im Fall von Frankreich wird zur Beschreibung der Trends der Einkommensverteilung eine andere Quelle (*Enquête Revenus Fiscaux*) verwendet als für den Vergleich der Höhe der verschiedenen Indikatoren für das jüngste Jahr (EU-SILC).

8. Für sieben OECD-Länder liegen Daten für den Zeitraum von Mitte der 1970er bis Mitte der 1980er Jahre vor. Diese Daten deuten auf einen starken Anstieg der Einkommensungleichheit im Vereinigten Königreich und eine geringere Zunahme in den Niederlanden und den Vereinigten Staaten hin, während für Kanada, Finnland, Griechenland, Portugal und Schweden eine Abnahme festzustellen ist.

9. Bei Betrachtung des unteren Teils der Verteilung wurde für den EU15-Raum insgesamt z.B. geschätzt, dass sich der (für die gesamte EU15-Bevölkerung berechnete) Gini-Koeffizient im Fall einer Abschaffung aller bedürftigkeitsabhängigen Leistungen von 0,300 auf 0,327 erhöhen würde (Immervoll et al., 2006, Tabelle 5.3).

10. Die Angaben in Tabelle 1.1 werden durch die besonderen Merkmale der verwendeten Daten und Definitionen beeinflusst. Erstens weicht das in Haushaltserhebungen eingesetzte Einkommenskonzept in wichtigen Punkten von dem ab, das den Messgrößen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zu Grunde liegt, die üblicherweise für Analysen des Lebensstandards verwendet werden, und Veränderungen im „Erfassungsbereich" der Erhebungsdaten können die Trends im Zeitverlauf verzerren (Siminski et al., 2003). Zweitens werden Veränderungen im verfügbaren Äquivalenzeinkommen sowohl durch die Gesamttrends bei den Haushaltseinkommen als auch durch Veränderungen der Haushaltsgröße in verschiedenen Einkommensdezilen beeinflusst; da die durchschnittliche Haushaltsgröße im Betrachtungszeitraum in allen OECD-Ländern gesunken ist, sind die in Tabelle 1.2 angegebenen Zuwächse beim Äquivalenzeinkommen niedriger als die Pro-Kopf-Einkommenszuwächse, die sich auf Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen stützen.

11. Für die Zwecke dieses Vergleichs wurden auf Erhebungswerte gestützte Schätzungen des verfügbaren Haushaltsäquivalenzeinkommens zunächst auf der Basis 2005 um Preisänderungen berichtigt (da sich die Daten auf unterschiedliche Jahre beziehen) und anschließend in „Kaufkraftparitäten" umgerechnet, wozu Wechselkurse verwendet werden, die ausdrücken, wie viele Einheiten eines Standardwarenkorbs mit Konsumgütern Gebietsangehörige des jeweiligen Lands im Handel erstehen oder kostenlos bzw. zu ermäßigten Preisen vom Staat beziehen können (Kaufkraftparitäten des „tatsächlichen" Verbrauchs).

12. Der Korrelationskoeffizient zwischen der Höhe des Pro-Kopf-Einkommens und der Höhe des mittleren verfügbaren monetären Äquivalenzeinkommens beträgt rd. 0,95; bei Betrachtung der Korrelationen zwischen den Rangplätzen fällt er etwas geringer aus.

Literaturverzeichnis

Atkinson, A.B., L. Rainwater und T.M. Smeeding (1995), *Income Distribution in OECD Countries,* OECD, Paris.

Bentolila, S. und G. Saint-Paul (2003), "Explaining Movements in the Labor Share", *Contributions to Macroeconomics,* Vol. 3, No. 1, The Berkeley Electronic Press.

Blackburn, M. (1989), "Interpreting the Magnitude of Changes in Measures of Income Inequality", *Journal of Econometrics*, No. 42.

Burniaux, J.M., T.-T. Dang, D. Fore, M.F. Förster, M. Mira d'Ercole und H. Oxley (1998), "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries", *OECD Economics Department Working Paper*, No. 189, März, OECD, Paris.

Burtless, G. (2007), "Has U.S. Income Inequality *Really* Increased?", Mimeo, The Brookings Institution, Washington D.C.

Expert Group on Household Income Statistics (2001), *Final Report and Recommendations,* The Canberra Group, Ottawa.

Förster, M. und M. Mira d'Ercole (2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 22, OECD, Paris.

De Serres, A., S. Scarpetta und C. Maisonneuve (2002), "Sectoral Shifts in Europe and the United States: How Do They Affect Aggregate Labour Shares and the Properties of Wage Equations", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 326, OECD, Paris.

Immervoll, H., H. Levy, C. Lietz, D. Mantovani, C. O'Donoghue, H. Sutherland und G. Verbist (2006), "Household Incomes and Redistribution in the European Union: Quantifying the Equalising Properties of Taxes and Benefits", in D.B. Papadimitriou (Hrsg.), *The Distributional Effects of Government Spending and Taxation*, Palgrave Macmillan.

Lam, D. (1997), "Demographic Variables and Income Inequality", in M.R. Rosenzweig und O. Stark (Hrsg.), *Handbook of Population and Family Economics*, Elsevier Science.

Leigh, A. (2007), "How Closely Do Top Income Shares Track Other Measures of Inequality", *Economic Journal*, No. 117, November.

OECD (2005), *Extending Opportunities – How Active Social Policy Can Benefit Us All*, Paris.

OECD (2007), "OECD workers in the global economy: increasingly vulnerable?", *OECD Employment Outlook,* Paris.

Reynolds, A. (2007), "Has U.S. Income Inequality *Really* Increased?", *Policy Analysis,* CATO Institute, Washington D.C.

Sawyer, M. (1976), "Income Distribution in OECD Countries", *OECD Economic Outlook,* OECD, Paris.

Siminski, P., P. Saunders, S. Waseem und B. Bradbury (2003), "Reviewing the Intertemporal Consistency of ABS Household Income Data with External Aggregates", *Australian Economic Review*, Vol. 33, No. 3, September.

ANHANG 1.A1

OECD-Daten zur Einkommensverteilung: Hauptmerkmale

Vergleichbare Daten zur Verteilung der Einkommen der privaten Haushalte bieten einen Bezugspunkt für die Beurteilung der Leistung der verschiedenen Länder und zugleich eine Möglichkeit, die jeweilige Bedeutung von allgemeinen und länderspezifischen Faktoren zu bewerten. Sie gestatten es den Regierungen ferner, aus den Erfahrungen anderer Länder zu lernen und so die Methoden zu identifizieren, die sich im Hinblick auf die Verringerung von Einkommensungleichheit und Armut als die wirkungsvollsten erwiesen haben. Die Erstellung vergleichbarer Daten in diesem Bereich ist jedoch ebenfalls schwierig, da in den einzelnen Ländern sehr unterschiedliche Konzepte, Messgrößen und statistische Quellen verwendet werden[1]. Die OECD befasst sich seit langem mit Untersuchungen der Verteilung der Haushaltseinkommen, was in diesem Bericht auf der Grundlage eines neuen Datensatzes fortgesetzt wird[2]. Die fraglichen Daten wurden von einem Netz nationaler Fachleute erfasst, die gemeinsame Regeln und Definitionen auf Einzeldaten aus verschiedenen nationalen Quellen anwenden und der OECD auf dieser Grundlage detaillierte Aufstellungen vorlegen (Tabelle 1.A1.1 sind Einzelheiten zu den statistischen Quellen zu entnehmen, die für die verschiedenen Länder verwendet werden). Diese Methode der Datenerfassung ermöglicht die Untersuchung einer größeren Zahl von Ländern (30 im vorliegenden Bericht) auf der Basis von Informationen, die aktueller sind als die aus anderen statistischen Quellen und sich zugleich besser für die Untersuchung von Veränderungen der Einkommensverteilung im Zeitverlauf eignen. Ihr Nachteil ist, dass sie keinen Zugang zu den Original-Mikrodaten gestatten, was die Möglichkeiten der Analyse begrenzt. Aus diesem Grund werden die im vorliegenden Bericht vorgestellten Daten aus den OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung gegebenenfalls durch Mikrodaten der Luxemburger Einkommensstudie (*www.lisproject.org*) ergänzt.

Die in diesem Bericht enthaltenen Daten zur Einkommensverteilung weisen drei Hauptmerkmale auf:

- Erstens betreffen sie die im Jahresverlauf regelmäßig bezogenen monetären Einkommen, d.h. ohne kalkulatorische Elemente wie Produktion für den Eigenverbrauch oder Einkommensvorteile aus selbstgenutzem Wohneigentum. Sie gründen sich ferner auf das verfügbare Einkommen (d.h. nach Steuern) und dessen Bestandteile: Erwerbseinkommen (aufgeschlüsselt nach Haushaltsvorstand, Ehepartner und sonstigen Haushaltsmitgliedern), Einkommen aus selbstständiger Arbeit, Kapitaleinkünfte (Mieteinnahmen, Dividenden und Zinserträge) und Transferleistungen abzüglich der von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben. Die Informationen werden unter verschiedenen Aspekten aufgeschlüsselt: Alter des Betroffenen, Alter des Haushaltsvorstands (unter oder über 65 Jahre), Vorhandensein von Kindern im Haushalt (unter 18 Jahren), Vorhandensein anderer erwachsener Haushaltsmitglieder und Beschäftigungsstatus der Haushaltsmitglieder.
- Zweitens erfolgt die Analyse der Einkommensverteilung auf Personenebene, wobei der Haushalt die Analyseeinheit ist, in der die verschiedenen Einkommen zusammengerechnet und zu gleichen Teilen auf die einzelnen Haushaltsmitglieder aufgeteilt werden. Dies bedeutet,

dass jedem Haushaltsmitglied das Einkommen des Haushalts zugewiesen wird, unabhängig davon, welches Haushaltsmitglied der eigentliche Einkommensempfänger ist. Das den einzelnen Haushaltsmitgliedern zugewiesene Einkommen wird auf der Basis einer einheitlichen, aber willkürlich festgelegten Äquivalenzelastizität (der Quadratwurzel der Haushaltsgröße) berichtigt, die nicht zwischen Erwachsenen und Kindern unterscheidet und die Annahme beinhaltet, dass die wirtschaftlichen Bedürfnisse eines Haushalts weniger als proportional zu seiner Größe zunehmen[3].

- Drittens stützen sich die Daten für die meisten Länder auf Haushaltserhebungen, beruhen im Fall einiger nordischer Länder aber auf umfassenden Bevölkerungsregistern, die mit Erhebungsdaten kombiniert wurden. Die Verwendung von Haushaltserhebungen hat zur Folge, dass die Daten mit verschiedenen Stichproben- und sonstigen Fehlern behaftet sind, deren Umfang von Land zu Land schwanken kann. Sie bedeutet auch, dass bestimmte Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung in den Daten nicht berücksichtigt sind, z.B. Personen ohne festen Wohnsitz (wie Obdachlose), illegale Zuwanderer oder in Gemeinschaftsunterkünften lebende Personen. Erhebungsergebnisse können auch durch Untererfassung beeinträchtigt werden, ein Problem, das am oberen und unteren Ende der Verteilung besonders stark ausgeprägt sein kann.

Die in dieser Studie verwendeten Daten unterscheiden sich allerdings in Bezug auf bestimmte Punkte, für die keine „Standardisierung" möglich ist, was sich auf die Ländervergleiche auswirken könnte. Unter diesen Merkmalen sind zu nennen:

- *Unterschiede in der Definition der Haushalte*. In der Mehrzahl der Länder bezieht sich der Begriff „Haushalt" auf eine Gruppe von Personen, die in derselben Wohneinheit lebt, wobei in einigen Ländern allerdings die zusätzliche Voraussetzung erfüllt sein muss, dass sie die Ausgaben für Güter des Grundbedarfs aus demselben Budget bestreiten. In Ländern, die eine enger gefasste Haushaltsdefinition verwenden, dürften die Haushaltsgrößen und die Äquivalenzeinkommen im Vergleich zu anderen Ländern niedriger sein (und die Armutsraten höher). In Schweden wurden Kinder ab einem bestimmten Alter bis Mitte der 1990er Jahre gesondert erfasst, d.h. nicht dem Haushalt der Eltern zugeordnet, auch wenn sie bei ihnen wohnten; in den Daten wurden daher besondere (weiter unten beschriebene) Berichtigungen vorgenommen, um der erfolgten Umstellung in der Definition der Haushalte Rechnung zu tragen.

- *Referenzzeitraum für die Einkommensmessung.* Beim berücksichtigten Einkommen handelt es sich um die Einkünfte im Jahr vor der Befragung, wobei sich die meisten Länder auf das vorangegangene Kalenderjahr, einige aber auf die zwölf Monate vor der Befragung beziehen. In einigen Ländern werden die Einkommen bzw. einige ihrer Bestandteile über einen kürzeren Bezugszeitraum erfasst und dann auf das Jahr umgerechnet[4]. Länder, die kürzere Bezugszeiträume zu Grunde legen, weisen im Allgemeinen eine höhere Einkommensvolatilität auf und verzeichnen mit größerer Wahrscheinlichkeit Phasen vorübergehender Einkommensrückgänge.

- *Verfügbarkeit von Steuerdaten.* Alle Einkommensbestandteile werden vor Abzug der von den privaten Haushalten zu entrichtenden direkten Steuern und Abgaben (Sozialversicherungsbeiträge) erfasst, es gibt allerdings Ausnahmen[5]. Selbst für Länder, in denen die von den privaten Haushalten entrichteten Steuern und Abgaben gesondert erfasst werden, können Unterschiede zwischen den Berechnungsmethoden bestehen, da sich einige Länder auf Eigenangaben der Befragten stützen (z.B. Japan), während andere Daten der Steuerbehörden (z.B. Dänemark und mehrere andere nordische Länder) und wieder andere kalkulatorische Werte zu Grunde legen, die ausgehend von individuellen Daten in Mikrosimulationsmodellen ermittelt werden (z.B. Italien, Neuseeland, die Vereinigten Staaten). Im Fall von auf Mikrosimulationsmodellen beruhenden Schätzungen können Unterschiede bei einzelnen Punkten sowie bei den zu Grunde gelegten Annahmen (z.B. in Bezug auf Steuerhinterziehung) die Vergleichbarkeit der Ergebnisse beeinträchtigen.

- *Zeitliche Konsistenz der Daten.* Im Fall statistischer Brüche, die auf Änderungen der Erfassungsmethoden (Japan 1995, Niederlande 2000), der Einkommens- oder Haushaltsdefinitionen (Italien 1995, Schweden 1985) oder der verwendeten Erhebungen (Belgien, Kanada und Spanien 1995,

Tabelle 1.A1.1 **Nationale Datenquellen und Datenbereinigungen**

	Quelle	Einkommens-jahr	Referenzzeitraum für die Einkommensmessung	Stichprobenumfang und Antwortquote (letztes verfügb. Jahr)	Definition Haushalt und Haushaltsvorstand	Gemessenes Einkommen	Sonstige Datenmerkmale
Australien	*Survey of Income and Housing*	1994/1995, 1999/2000, 2003/2004 Juni bis Juni	• Aktuelles Wochen-einkommen x 52,14 • Übliches Einkommen im letzten Zahlungszeitraum für Erwerbseinkommen und Transferleistungen • Zahlungszeitraum ist im Fall v. Löhnen d. vergang. Woche, die vergang. zwei Wochen oder der vergang. Monat und bei Transferleistungen zumeist die vergang. zwei Wochen	Rd.11 000 Haushalte; Antwortquote: 78%	• Eine oder mehrere Personen, die normaler-weise in derselben privat. Wohneinheit leben • Auswahl des Referenz-haushaltsmitglieds durch Anwendung verschied. Auswahlkriterien auf alle Haushaltsmitgl. ab 15 J. • Änderung der Definition des Haushaltsvorstands 2003/04	• Regelmäßige, lauf. monetäre Einkommen	• Änderungen zur Verbesserung der Datenqualität in 2003-2004 könnten die Vergleichbarkeit mit früheren Daten beeinträchtigen • Kalkulatorische Ermittlung von Kapitaleinnahmen und Einkommen aus selbstständiger Arbeit auf Grundlage des Vorjahrs für 1994-1995 und 1999-2000, auf Grundlage von eigenen Angaben der Befragten zu ihrem erwarteten Bruttoeinkommen für 2003/04
Belgien	*Steuerdaten* *Europäisches Haushaltspanel* *EU-SILC*	1985, 1995 1995, 2000 2004					• Daten für 2004 nicht mit den Daten der Vorjahre vergleichbar • Wechsel der Datenquelle in 2000 (Anpassung durch Splicing) • Keine Steuerdaten vor 2004
Dänemark	*Danish Law Model System*	1983, 1994, 2000, 2005	Jahreseinkommen	Rd. 170 000 Personen. Einkommens-daten aus Bevölkerungs-registern.	Als Paare gelten Ehe-paare wie auch in ehe-ähnl. Verhält. leb. Paare. Kinder über 17 J., die bei den Eltern leben, werden als gesond. Haush. erfasst	Verfügbares Einkommen abzgl. Einkommensteuer und private Altersvorsorge	• Daten auf d. Grundlage verschied. Steuer- und Transferregister • Negative Einkommen werden mit 0 angesetzt • Private Altersvorsorge in Kapitaleinnahmen eingerechnet
Deutschland	*Sozio-oekonomi-sches Panel*	1985, 1990, 1995 (alte Bundes-länder) 1995, 2000, 2004 (alle Bundesl.)	Jahreseinkommen im Jahr vor der Erhebung	Rd. 13 000 Haus-halte, ursprüngliche Antwortquote: über 50%, Antwortquote im Querschnitt: über 95%	Zusammenlebende Personen, die ihr Einkommen teilen	Einkommen aus selbstständ. Arbeit sind in „Erwerbs-einkommen“ erf., Betriebsrenten unter „lauf. Leistun-gen“ und private Renten unter „Kapitaleinnahmen“	• Keine Berücksichtigung von Einkommen unter dem Sozialhilfe-mindestsatz von 5 000 DM pro Jahr • Rechnerische Ermittlung der von Beschäftigten entrichteten Steuern und Sozialversicherungsbeiträge mit Mikrosimulationsmodellen • In diesen Mikrosimulations-modellen wird nur der steuerliche Grundfreibetrag berücksichtigt
Finnland	*Household Budget Survey* *Income Distribution Survey*	1976 1986, 1995, 2000, 2004		Rd. 13 000 Haus-halte, Antwortquote: 75%	In Privathaushalten lebende Personen		
Frankreich	*Enquête Revenus Fiscaux* *EU-SILC*	1984, 1989, 1994, 2000, 2005 2004	Jahreseinkommen in den 12 Monaten vor der Erhebung (März bis März) Jahreseinkommen	Rd.10 000 Haushalte; Antwortquote: 70%	In derselben Wohneinheit lebende Personen	Individ. Einkom-mensbestandteile ins Gesamteinkom-men eingerechnet	• Verwendung von EU-SILC-Daten f. Ländervergleiche Mitte 2000er J.; ERF-Daten zur Trendermittlung

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

	Quelle	Einkommens-jahr	Referenzzeitraum für die Einkommensmessung	Stichprobenumfang und Antwortquote (letztes verfügb. Jahr)	Definition Haushalt und Haushaltsvorstand	Gemessenes Einkommen	Sonstige Datenmerkmale
Griechenland	*Household Budget Survey*	1974, 1988, 1994, 1999, 2004		84%	Private Haushalte	Alle mon. Einkom., abzgl. Steuern u. Sozialversicherungs-beiträge	• Steuerdaten liegen nicht vor • Haushalte, d. keine Einkommens-angaben machen, werden aus der Stichprobe herausgenommen
Irland	*Living in Ireland Survey*	1987, 1994, 2000	Lfd. Wocheneinkommen; Jahreseinkommen im Jahr vor der Befragung; laufende Erhebung	Rd. 3 500 Haushalte; Antwortquote: 69%	• Zusammenlebende Personen, die ihre Haus-haltsmittel zusammen-legen und mindestens einmal wöchentlich zusammen essen • Berücksichtigung von vorübergehend abwesen-den und von in Heimen lebenden Personen	Einkommen ohne nichtgeldwerte Bestandteile	• Daten für 2005 nicht mit den Daten der Vorjahre vergleichbar
	EU-SILC	2005		Rd. 6 000 Haushalte; Antwortquote: 72%			
Island	*EU-SILC*	2004	Jahreseinkommen im Jahr vor der Befragung	Rd. 3 000 Haushalte	Private Haushalte	Einkommen ohne nichtgeldwerte Bestandteile	
Italien	ITAXMOD95	1984, 1991, 1993	Jahreseinkommen im vorangegangenen Kalenderjahr	Rd. 8 000 Haushalte; Antwortquote: 36%	• In derselben Wohn-einheit lebende Personen, die einen Teil ihres Einkommens in den gemeinsamen Haushalt einbringen	Einkommen ohne unregelmäßige und nichtgeldwerte Bestandteile	• Schätzung von Einkommen-steuern und Sozialversicherungs-beiträgen auf der Grundlage von Mikrosimulationsmodellen • Bruch in den Reihen zwischen 1993 und 1995 (Änderung der verwendeten Modelle und der Einkommensdefinition), Anpassung durch Splicing • Seit 1995 enthalten die Daten Einkommen aus Finanzaktiva sowie (kalkulator. Werte von) Familien-beihilfen (*assegni famigliari)*
	MASTRICT (Mikrosimulations modelle auf der Basis des *Survey of Household Income and Wealth* der Bank von Italien*)*	1995, 2000, 2004					
Japan	*Comprehensive Survey of Living Condition of the People on Health and Welfare*	1985, 1995, 2000, 2003	Jahreseinkommen im Jahr vor der Erhebung	Rd. 25 000 Haushalte; Antwortquote: 70%	Pers., d. in ders. Wohn-einheit leb. u. ihre Lebens-haltungskosten gemeins. bestreiten. Haushalte, deren Vorstand unter 17 J. ist, sowie sämtl. Pers. ohne Altersangabe sind nicht berücksichtigt	Alle Einkommen wie in d. Erhebung angegeben	• Bruch in den Reihen in 1995 (vor diesem Datum wurden Personen mit einem Einkommen von mehr als einem Dreifachen der Standard-abweichung nicht berücksichtigt), Anpassung durch Splicing
Kanada	*Surv. of Consumer Finances*	1975, 1985, 1995	Einkommen im Kalenderjahr	Rd. 30 000 Haus-halte; Antwortquote: 85%	Person oder Gruppe von Personen, die in der-selben Wohneinheit lebt	Markteinkommen und staatliche Leistungen, abzgl. Einkommensteuer	• Wechsel der Datenquelle in 2000 (Anpassung durch Splicing) • In SLID als nicht beantwortet kodierte Einkommensposten werden mit 0 angesetzt
	Surv. of Labour & Income Dynamics	1995, 2000, 2005					

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

	Quelle	Einkommens-jahr	Referenzzeitraum für die Einkommensmessung	Stichprobenumfang und Antwortquote (letztes verfügb. Jahr)	Definition Haushalt und Haushaltsvorstand	Gemessenes Einkommen	Sonstige Datenmerkmale
							• Die Beträge einiger staatl. Leist. wurden aus anderen Quellen abgeleitet. Die Erhebungsdaten zu den Steuern sind vollständig, eine rechnerische Ermittlung ist unnötig
Korea	*Household Income and Expenditure Survey* (kombiniert mit dem *Farm Household Economy Survey)*	2006	Monatseinkommen x 12	Rd. 14 500 Haushalte; Antwortquote: 83%	Zusammenleb. Pers., die ihre Lebenshaltungskosten gemeinsam bestreiten. Nicht bei den Eltern lebende Studenten werden als gesonderte Haushalte erfasst. Daten zu den landwirtsch. Haushalten (die im HIES nicht erfasst sind) aus dem *Farm Household Economy Survey*	Bruttoeinkommen; alle Einkommensposten wie in der Erhebung angegeben	• Zusammenfassung der Daten aus dem HIES und dem FHES • Alle Arbeitseinkommen landwirtschaftlicher Haushalte werden als Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit erfasst • Die Angaben zu den Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit beziehen sich auf die Gewinnentnahmen des selbstständig Beschäftigten aus dem Unternehmen
Luxemburg	*Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg*	1986/87, 1996, 2001, 2004	Jahreseinkommen	Rd. 2 300 Haushalte; Antwortquote: 57%		Alle Arten von monet. Einkommen abzgl. Steuern und Sozialversicherungsbeiträge	Berücksichtigung aller Haushalte, in denen mindestens ein Mitglied im Sozialversicherungssystem erfasst ist (rd. 97% der Bevölk.). Negative Einkommen werden mit 0 angesetzt
Mexiko	*Survey of Household Income and Expenditure*	1984, 1994, 2000, 2004	Einkommen im 3. Quartal jeden Jahres	Rd. 20 000 Haushalte; Antwortquote: 85%	Normalerweise in derselben Wohneinheit lebende Personen, die ihre Nahrungsmittelausgaben gemeinsam bestreiten	Monet. Einkommen im Quartal abzgl. direkter Steuern u. Sozialversicherungsbeiträge. Einkommensposten wie in der Erhebung angegeben	• Steuerdaten liegen nicht vor (alle Daten zu den Einkommensbestandteilen netto ohne Steuern und Sozialversicherungsbeiträge) • Private Renten in öffentlichen Transferleistungen erfasst (nicht gesondert ausgewiesen)
Neuseeland	*Household Economic Survey*	1986, 1991, 1996, 2001, 2004	April bis März für 1986, 1991 und 1996; Juni bis Juni für 2001 und 2004	Rd. 2 800 Haushalte; Antwortquote: 73%	In einem Privathaushalt zusammenlebende Personen, die dort in der Regel mindestens 4 Nächte pro Woche verbringen	Alle regelmäßig bezogenen laufenden Einkommen	• Rechnerische Ermittlung von Einkommensteuern und Sozialversicherungsbeiträgen mit Mikrosimulationsmodellen • Fehlende Einkommensangaben werden mit 0 angesetzt
Niederlande	*Income Panel Survey*	1977, 1985, 1990, 1995, 2000, 2004	Jahreseinkommen im Referenzjahr	Rd. 82 000 Haushalte; Antwortquote: 100% (Daten aus Bevölkerungsregistern)	• In derselben Wohneinheit lebende Personen, die ihre Nahrungsmittel- und sonstigen Lebenshaltungskosten gemeinsam bestreiten	Bruttojahreseinkommen Berech. d. Steuern auf Basis des Einkommens im Referenzjahr	• Daten aus Bevölkerungsregistern, rechnerische Ermittlung im Fall unvollständiger Angaben • Veränderung in der Gewichtung und im Erhebungsdesign in 2000 (Anpassung durch Splicing)

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

	Quelle	Einkommens-jahr	Referenzzeitraum für die Einkommensmessung	Stichprobenumfang und Antwortquote (letztes verfügb. Jahr)	Definition Haushalt und Haushaltsvorstand	Gemessenes Einkommen	Sonstige Datenmerkmale
					• Haushaltsmitglied mit Einkommen aus selbstständiger Beschäftigung oder mit dem höchsten Einkommen oder ältestes Haushaltsmitglied (geänd. Definition seit 2004)		
Norwegen	*Income Distribution Survey*	1986, 1995, 2000, 2004	Kalenderjahr	Rd. 13 000 Haushalte; Antwortquote: 75%	In derselben Wohneinheit lebende Personen, die einen gemeinsamen Haushalt führen	Verfügb. Jahreseinkommen. Alle Einkommensangaben aus Bevölkerungsregistern	• An der Erhebung nicht teilnehmende Haushalte mit Registerdaten in die Stichprobe aufgenom. • Keine Aufschlüss. der Erwerbseinkommen (nach Haushaltsvorst., Ehepartner, sonst. Haushaltsmitgl.)
Österreich	*Mikrozensus* *EU-SILC*	1983, 1993, 1999 2004		67% für Fragen zum Einkommen		In den Daten zum durchsch. Monatseinkommen sind Kapitaleinnahmen u. Einkommen aus selbstständ. Arbeit nicht berücksichtigt (wenn selbstständig Beschäft. Familienvorstand ist)	• Daten für 2004 nicht mit den Daten der Vorjahre vergleichbar • Keine Steuerdaten vor 2004 • Daten zu den Einkommensbestandteilen auf individ. Basis, kalkulator. Ermittlung bei Nichtbeantwortung für 1993 und 1999
Polen	*Household Budget Survey* *EU-SILC*	2004, 2000	Monatseinkommen x 12	Rd. 36 000 Haushalte; Antwortquote: 55% (vor Substitution)	Personen, die Ausgaben für Güter des Grundbedarfs aus demselben Budget bestreiten	Verfügbares Jahreseinkommen	• Daten für 2004 nicht mit den Daten der Vorjahre vergleichbar • Keine Steuerdat. f. 2000 (alle Einkommensbest. netto oh. Steuern) • Negative Einkommen werden mit 0 angesetzt
Portugal	*Household Budget Survey* *EU-SILC*	1980, 1990, 1995, 2000 2004	Einkommen im Jahr vor der Befragung	Rd. 10 000 Haushalte; Antwortquote: fast 100% in allen Jahren	In derselben Wohneinheit lebende Personen	Bruttoeinkommen ohne jegliche nichtgeldwerte Bestandteile	• Daten für 2004 nicht mit denen der Vorjahre vergleichbar • Keine Steuerdaten für 2004
Schweden	*Income Distribution Survey*	1975, 1983, 1991, 1995, 2000, 2004	Kalenderjahr	Rd. 14 500 Haush.; Antwortquote: 75% Integration von Steuerdaten mit Erhebungsdaten	Zusammenlebende Personen, die ihre Haushaltsmittel zusammenlegen	Verfügb. Jahreseinkommen. Alle Einkommensangaben beruhen auf Steuerdaten	• Keine fehl. Einkommensangaben, neg. Einkommen berücks., Streich. von Haush. mit neg. verfügb. Eink. • Änderung der Haushaltsdefinition 1995 (Anpassung durch Splicing)
Schweiz	*Haushaltsbudget-erhebung*	2000-2001, 2004-2005	Monatseinkommen (auf Jahresbasis umgerechnet)	Rd. 7 000 Haushalte; Antwortquote: 30%	In derselben Wohneinheit lebende Personen, die einen Teil ihres Einkommens zusammenlegen	Monatliches Brutto- und Nettoeinkommen	• Keine negativen Einkommen, rechnerische Ermittlung fehlender Einkommensangaben (rd. 1%) • Daten beziehen sich auf den Durchschnitt zweier Folgejahre

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

	Quelle	Einkommens-jahr	Referenzzeitraum für die Einkommensmessung	Stichprobenumfang und Antwortquote (letztes verfügb. Jahr)	Definition Haushalt und Haushaltsvorstand	Gemessenes Einkommen	Sonstige Datenmerkmale
Slowakische Republik	*EU-SILC*	2004	Einkommen im Vorjahr	6 016 Haushalte; Antwortquote: 85,6%	In derselben Wohneinheit lebende Personen, die die Grundausgaben teilen	Verfügbares Jahreseinkommen	● Rechn. Mittelwert f. deterministische Gruppen bei fehl. Daten ● Negative Einkommen werden mit 0 angesetzt
Spanien	*Continuous Surv. of Household Budgets* *Europäisches Haushaltspanel* *EU-SILC*	1985, 1990, 1995 1995, 2000 2004	Einkommen im 2. Quartal jeden Jahres	Rd. 3 200 Haushalte; Antwortquote: 90% (1995)	Personen, die ihre Haushaltsmittel zusammenlegen	Verfügbares Quartals-einkommen	● Daten für 2004 nicht mit denen der Vorjahre vergleichbar ● Änderung der Datenquelle in 2000 (Anpassung durch Splicing) ● Steuerdaten liegen nicht vor ● Sonstige Einkommens-bestandteile netto ohne Steuern
Tschechische Republik	*Mikrozensus* *EU-SILC*	1992, 1996, 2002 2004		Rd. 38 000 Wohn-einheiten; Antwortquote: 76%	Private Haushalte	Verfügbares Jahreseinkommen in jedem Jahr	● Steuern ohne Sozial-versicherungsbeiträge ● Keine Steuerdaten für 1992 ● Keine rechnerische Ermittlung, keine negativen Einkommen
Türkei	*Household Income and Consumption Survey*	1984, 1994, 2004		Rd. 8 600	In derselben Wohneinheit lebende Pers., die ihre Ausgaben gemeinsam bestreiten und an der Haushaltsführung teilnehmen		● Steuerdaten liegen generell nicht vor (alle Daten zu den Einkommensbestandteilen netto ohne Steuern u. Sozialversicherungsb.) ● Änderung der Erhebungsgewichtung 1994 (Anpass. durch Splicing)
Ungarn	*Hungarian Household Panel* *Household Monitor Survey*	1991, 1995 2000, 2005	Von April des jeweiligen Jahres bis zum nächsten März Mai 2000 bis April 2001; Oktober 2004 bis Sept. 2005	Rd. 2 000 Haushalte; Antwortquote: 67% Rd. 2 000 Haushalte; Antwortquote: 49%	Zusammenlebende Personen, die ihre Lebenshaltungskosten gemeinsam bestreiten	Monet. Einkommen, abzgl. Steuern und Sozialversicherungs-beiträge	● Steuerdaten liegen nicht vor ● Keine negativen Einkommen ● Fehl. Einkommensangaben für 1991 ausgeklammert, für die Folgejahre z.T. durch kalkulatorische Werte ersetzt
Vereinigtes Königreich	*Family Expenditure Survey* *Family Resources Survey*	1975, 1985, 1991, 1995, 2000, 2004 2004	Für die meisten Einkommensposten Einkommen zum Zeitpunkt d. Erhebung (für Kapitaleinnahmen und Einkommen aus selbstständ. Arbeit: vorangeg. 12 Monate)	Rd. 10 000 Haushalte; Antwortquote: 60%	In der gleichen Wohn-einheit lebende Personen	Wöchentliches Bruttoeinkommen	● Verwendung der FRS-Daten f. Ländervergl. Mitte 2000er Jahre; FES-Daten zur Trendermittlung ● Änd. der Datenquelle in 2000 (Anpassung durch Splicing) ● Nichtberücks. fehl. Angaben; Berücksichtig. neg. Einkommen
Vereinigte Staaten	*Annual Social and Economic Supplement to the Current Population Survey*	1974, 1984, 1995, 2000, 2005	Jahr vor der Befragung im März	Rd. 50 000 Haushalte; Antwortquote: 95%	In derselben Wohneinheit lebende Personen	Bruttojahres-einkommen	● Aufstell. auf der Grundlage von internen Daten des Census Bureau ● Erhebungsdaten z. Bruttojahres-einkommen ergänzt durch mit Modellen geschätzte Daten zu Steuern u. öffentl. Sachleistungen ● Negative Einkommen unter 10 US-$ zulässig

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Vereinigtes Königreich 2001) zurückzuführen sein können, werden die Daten nach den „alten" und „neuen" Regeln erfasst, um eine Verkettung verschiedener Indikatoren zu gestatten. Mit der Einführung der EU-SILC-Erhebung im Jahr 2004 stellten allerdings mehrere europäische Länder (Belgien, Irland, Österreich, Polen, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik) die Durchführung der Erhebungen ein, die in den Vorjahren für diese Studie verwendet wurden. Für diese Länder sind die Daten für Mitte der 2000er Jahre folglich nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar.

Anmerkungen

1. Die wichtigsten Unterschiede betreffen das Einkommenskonzept und die Analyseeinheit: In der Mehrzahl der europäischen Studien wird üblicherweise die Verteilung der verfügbaren Einkommen (d.h. nach Steuern und Transferleistungen) auf Personenebene untersucht, wobei der Haushalt (seltener die Familie) die Einheit ist, in der das Einkommen zusammengerechnet und dann auf die einzelnen Haushaltsmitglieder aufgeteilt wird; die meisten US-amerikanischen Untersuchungen richten das Augenmerk demgegenüber auf die Verteilung der Vor-Steuer-Einkommen auf Familienebene (seltener Haushaltsebene). Eine genauere Beschreibung der methodologischen Merkmale, die sich in den Statistiken zur Einkommensverteilung niederschlagen können, kann dem Bericht der Expert Group on Household Income Statistics (2001) entnommen werden.

2. Den ersten Meilenstein in der Arbeit der OECD zur Einkommensverteilung legte Sawyer (1976), der in einem Artikel für den *OECD-Wirtschaftsausblick* die Leistung von 12 OECD-Ländern in den späten 1960er und frühen 1970er Jahren auf der Grundlage der in den jeweiligen Ländern am häufigsten verwendeten Messgrößen untersuchte. Ein zweiter Meilenstein war die Studie von Atkinson, Rainwater und Smeeding (1995), die Ergebnisse für 12 OECD-Länder aus der zweiten Hälfte der 1980er Jahre lieferte und sich auf Einzeldaten aus der Datenbank der Luxemburger Einkommensstudie (LIS) stützte, d.h. ein standardisiertes Datenumfeld, das die Anwendung gemeinsamer Definitionen auf Mikrodaten aus unterschiedlichen nationalen Erhebungen gestattet. Eine dritte Phase begann mit der regelmäßigen Datenerfassung durch die OECD (etwa alle fünf Jahre) durch ein Netz nationaler Referenten in den verschiedenen Ländern. Die Daten aus der aktuellen Erhebungswelle, die sich jeweils auf das nächstmögliche Jahr zu 2005 beziehen, enthalten (für einige Länder) auch Revisionen im Vergleich zu den von Förster und Mira d'Ercole verwendeten Daten (2005).

3. Die „Quadratwurzel der Haushaltsgröße" bedeutet, dass die Bedürfnisse eines Haushalts mit vier Mitgliedern doppelt so groß sind wie die eines Einpersonenhaushalts (und die eines kinderlosen Paares und eines Paares mit einem Kind 1,4- bzw. 1,7-mal größer sind als die eines Einpersonenhaushalts). Wegen weiterer Einzelheiten vgl. *www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf*.

4. Dies ist der Fall für Australien und das Vereinigte Königreich (wo auf das wöchentliche Einkommen Bezug genommen wird), Österreich (wo sich die Daten vor Mitte 2000 auf das Monatseinkommen beziehen) und Spanien (wo bis Mitte 1995 das Quartalseinkommen zu Grunde gelegt wurde).

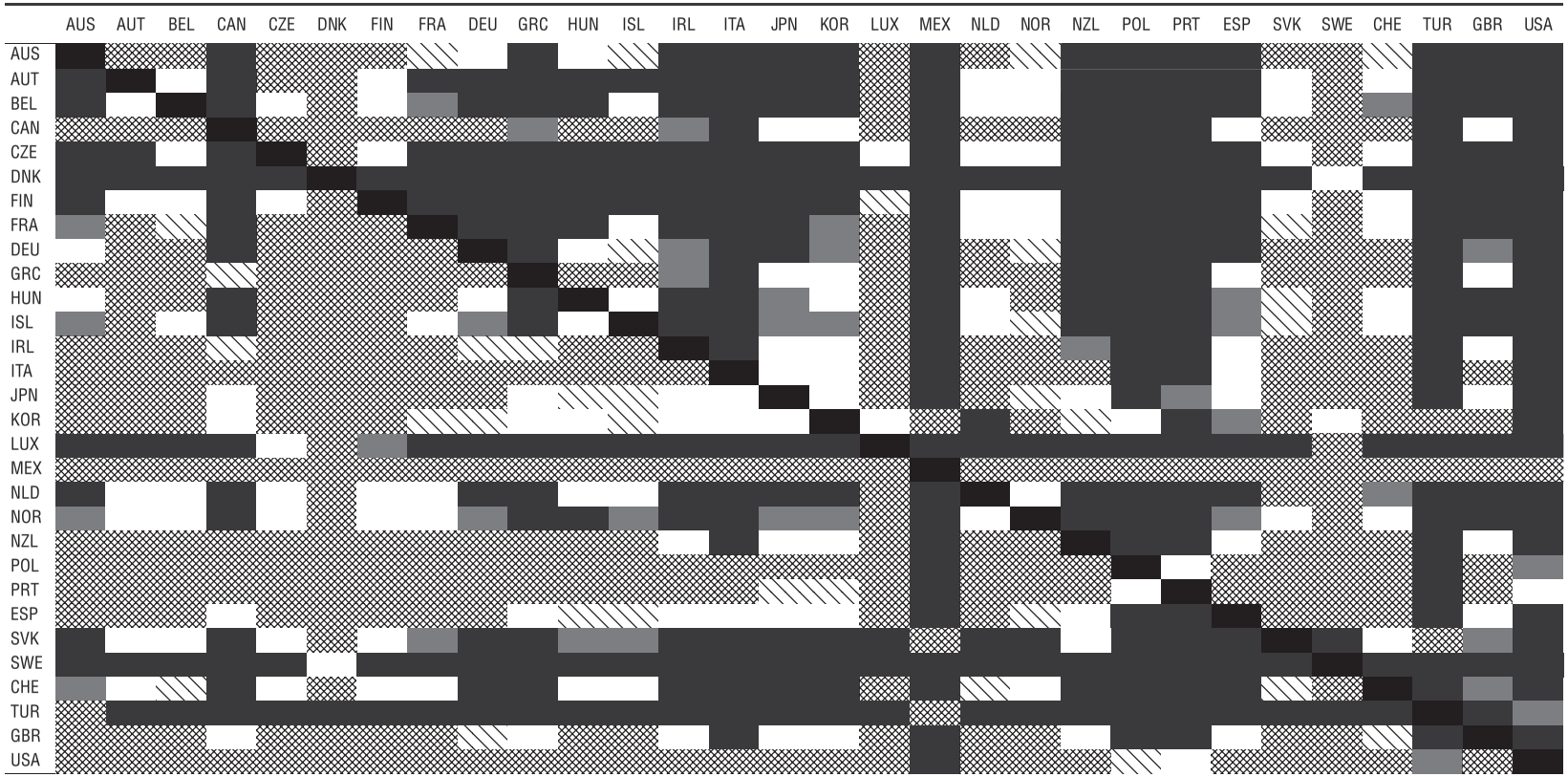
5. Daten zu den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben liegen nicht vor für Luxemburg, Österreich und Polen (außer Mitte der 2000er Jahre), Griechenland, Mexiko, Polen, Spanien, die Türkei und Ungarn. In allen diesen Fällen werden die Daten zu den einzelnen Bestandteilen der Haushaltseinkommen netto angegeben (d.h. nach Steuern).

ANHANG 1.A2

Zusätzliche Tabellen und Abbildungen

Tabelle 1.A2.1 **Lorenz-Dominanz im OECD-Vergleich**

Mitte der 2000er Jahre



Anmerkung: Die Tabelle zeigt, wie sich die Lorenz-Kurven der einzelnen OECD-Länder (die die kumulativen Einkommensanteile der Personen in den einzelnen Dezilen der Verteilung abbilden) im Vergleich zueinander darstellen. Sie ermöglicht die Unterscheidung zwischen fünf Fällen: *a)* durchgehend stärkere Ungleichheit, wenn die gesamte Lorenz-Kurve des einen Landes unter der des Vergleichslandes liegt (Kreuzschraffur), *b)* stärkere Ungleichheit, wenn die Kurve des einen Landes außer am obersten oder untersten Ende der Verteilung unter der des Vergleichslandes liegt (einfache Schraffur), *c)* unklare Fälle, wenn sich die Lorenz-Kurven zweier Länder im mittleren Bereich überschneiden (weiß), *d)* geringere Ungleichheit, wenn die Lorenz-Kurve des einen Landes außer am oberen oder unteren Ende der Verteilung über der des anderen liegt (hellgrau), und *e)* durchgehend geringere Ungleichheit, wenn die Kurve des einen Landes durchgehend über der des Vergleichslandes liegt (dunkelgrau). Aus der letzten Tabellenzeile ist z.B. ersichtlich, dass die Einkommensungleichheit in den Vereinigten Staaten durchgehend stärker ist als in allen anderen Ländern außer im Vergleich zu Mexiko (durchgehend geringer), zu Italien (die beiden Kurven schneiden sich am oberen Ende der Verteilung), zur Türkei (die beiden Kurven schneiden sich am unteren Ende) sowie zu Polen und Portugal (die beiden Kurven überschneiden sich im mittleren Bereich).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 1.A2.2 **Niveau der Einkommensungleichheit nach verschiedenen summarischen Messgrößen**

Mitte 2000er Jahre

	Gini-Koeffizient		Mean-Log-Deviation		Standard-Variationskoeffizient		90:10-Dezilverhältnis		50:10-Dezilverhältnis	
	Niveau	Rang	Niveau	Rang	Niveau	Rang	Niveau	Rang	Niveau	Rang
Australien	0.30	16	0.17	15	0.39	9	3.95	15	2.09	18
Belgien	0.27	9	0.13	6	0.30	1	3.43	14	1.97	14
Dänemark	0.23	1	0.10	2	0.60	18	2.72	1	1.75	3
Deutschland	0.30	15	0.16	14	0.45	13	3.98	16	2.08	17
Finnland	0.27	7	0.13	7	0.81	24	3.21	6	1.86	11
Frankreich	0.28	13	0.14	9	0.37	7	3.39	13	1.82	8
Griechenland	0.32	21	0.18	16	0.43	12	4.39	21	2.18	21
Irland	0.33	22	0.19	18	0.79	22	4.41	22	2.29	22
Island	0.28	12	0.16	13	0.54	16	3.10	4	1.76	4
Italien	0.35	25	0.24	23	1.10	25	4.31	20	2.11	19
Japan	0.32	20	0.20	20	0.41	11	4.77	25	2.43	26
Kanada	0.32	18	0.18	17	0.59	17	4.12	17	2.14	20
Korea	0.31	17	0.20	22	0.35	5	4.73	24	2.50	27
Luxemburg	0.26	3	0.12	3	0.30	2	3.25	8	1.86	10
Mexiko	0.47	30	0.41	28	2.70	28	8.53	30	2.86	30
Neuseeland	0.34	23	..	..	..	..	4.27	19	2.06	16
Niederlande	0.27	8	..	..	..	..	3.23	7	1.86	12
Norwegen	0.28	11	0.16	12	0.46	14	2.83	3	1.77	5
Österreich	0.27	4	0.13	8	0.33	3	3.27	10	1.82	7
Polen	0.37	26	0.26	24	0.71	20	5.63	26	2.42	25
Portugal	0.42	28	0.31	26	1.13	26	6.05	28	2.35	24
Schweden	0.23	2	0.10	1	0.65	19	2.79	2	1.72	1
Schweiz	0.28	10	0.15	11	0.34	4	3.29	11	1.83	9
Slowak. Rep.	0.27	5	0.13	5	0.37	6	3.26	9	1.86	13
Spanien	0.32	19	0.20	21	0.41	10	4.59	23	2.32	23
Tschech. Rep.	0.27	5	0.12	4	0.38	8	3.20	5	1.74	2
Türkei	0.43	29	0.32	27	1.45	27	6.49	29	2.67	28
Ungarn	0.29	14	0.14	10	0.48	15	3.36	12	1.78	6
Ver. Königreich	0.34	23	0.20	19	0.71	21	4.21	18	1.99	15
Verein. Staaten	0.38	27	0.29	25	0.81	23	5.91	27	2.69	29
OECD-Durchschnitt	0.31	..	0.19	..	0.66	..	4.16		2.09	..
Korrelation mit Gini-Koeffizient	..	..	0.99	..	0.80	..	0.96		0.88	..

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/420888675468

Anmerkung: Die Mean-Log-Deviation ist der Durchschnittswert des natürlichen Logarithmus des Verhältnisses des mittleren Einkommens zum Einkommen der anderen Dezile. Beim quadrierten Variationskoeffizienten handelt es sich um die Varianz des Durchschnittseinkommens der einzelnen Dezile, geteilt durch die Quadratzahl des Durchschnittseinkommens der gesamten Bevölkerung. Das 90:10-Dezilverhältnis entspricht dem Verhältnis zwischen dem oberen Wert des neunten Dezils und dem des ersten. Das 50:10-Dezilverhältnis ist das Verhältnis zwischen dem Medianeinkommen und dem oberen Wert des ersten Dezils. Alle diese summarischen Indikatoren weisen unterschiedliche Ober- und Untergrenzen auf: Der untere Wert der Mean-Log-Deviation und der Dezilverhältnisse beträgt 1, und sie haben keine Obergrenze; die untere Grenze des quadrierten Veränderungskoeffizienten ist 0, sein oberer Wert geht gegen unendlich.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Tabelle 1.A2.3 **Gini-Koeffizienten aus verschiedenen Quellen**

Letztes verfügbares Jahr

	Referenzjahr (Einkommen)			Gini-Koeffizient			Differenz des Gini-Koeffizienten im Vergleich zum OECD-Fragebogen	
	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS	Eurostat	LIS
Australien	2004	2004	2003	0.301	..	0.312	..	-0.01
Belgien	2004	2004	2000	0.271	0.280	0.279	-0.01	-0.01
Dänemark	2004	2004	2004	0.232	0.240	0.228	-0.01	0.00
Deutschland	2004	2004	2000	0.298	0.260	0.275	0.04	0.02
Finnland	2004	2004	2004	0.269	0.260	0.252	0.01	0.02
Frankreich	2004	2004	2000	0.281	0.280	0.278	0.00	0.00
Griechenland	2004	2004	2000	0.321	0.330	0.333	-0.01	-0.01
Irland	2004	2004	2000	0.328	0.320	0.313	0.01	0.02
Island	2004	2004	..	0.280	0.250	..	0.03	..
Italien	2004	2004	2000	0.352	0.330	0.333	0.02	0.02
Japan	2003	..	..	0.321	..	..	..	..
Kanada	2005	..	2000	0.317	..	0.315	..	0.00
Korea	2005	..	..	0.312	..	..	..	..
Luxemburg	2004	2004	2000	0.258	0.260	0.260	0.00	0.00
Mexiko	2004	..	2002	0.474	..	0.471	..	0.00
Neuseeland	2003	..	..	0.335	..	..	..	..
Niederlande	2004	2004	2000	0.271	0.270	0.231	0.00	0.04
Norwegen	2004	2004	2000	0.276	0.280	0.251	0.00	0.03
Österreich	2004	2004	2000	0.265	0.260	0.257	0.01	0.01
Polen	2004	2004	1999	0.372	0.360	0.313	0.01	0.06
Portugal	2004	2004	..	0.385	0.380	..	..	..
Schweden	2004	2004	2000	0.234	0.230	0.252	0.00	-0.02
Schweiz	2004	..	2002	0.276	..	0.274	..	0.00
Slowak. Rep.	2004	2004	..	0.268	0.260	..	0.01	..
Spanien	2004	2004	2000	0.319	0.320	0.336	0.00	-0.02
Tschech. Rep.	2004	2004	..	0.268	0.260	..	0.01	..
Türkei	2004	2002	..	0.430	0.450	..	-0.02	..
Ungarn	2005	2004	1999	0.291	0.280	0.295	0.01	0.00
Ver. Königreich	2005	2004	1999	0.335	0.340	0.343	-0.01	-0.01
Verein. Staaten	2005	..	2004	0.381	..	0.372	..	0.01

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421057754822

Anmerkung: Sowohl OECD als auch LIS beziehen sich auf das mit der Quadratwurzelelastizität äquivalisierte verfügbare Haushaltseinkommen; die Eurostat-Schätzungen beruhen auf der sogenannten „modifizierten OECD-Skala".

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung; Eurostat (Stand 6. Februar 2008); LIS Key Figures (Stand 31. Dezember 2007).

Tabelle 1.A2.4 **Trendmäßige Entwicklung verschiedener Ungleichheitsmaße**

	Stand Mitte 2000er Jahre					Veränderung in Prozentpunkten									
						Gini		S80/S20		P90/P10		SCV		MLD	
	Gini-Koeffiz.	80:20-Quintil-verhältnis	90:10-Dezil-verhältnis	Quadrierter Variations-koeffizient (SCV)	Mean-Log-Deviation (MLD)	Mitte 1980er - Mitte 1990er J.	Mitte 1990er - Mitte 2000er J.	Mitte 1980er - Mitte 1990er J.	Mitte 1990er - Mitte 2000er J.	Mitte 1980er - Mitte 1990er J.	Mitte 1990er - Mitte 2000er J.	Mitte 1980er - Mitte 1990er J.	Mitte 1990er - Mitte 2000er J.	Mitte 1980er - Mitte 1990er J.	Mitte 1990er - Mitte 2000er J.
Australien	0.301	4.8	4.0	0.387	0.170	..	-0.8	..	-0.2	..	-0.1	..	0.4	..	-1.9
Belgien	0.271	4.0	3.4	0.332	0.130	1.4	0.3	0.3	0.1	0.2	0.2	0.0	-1.4	2.3	-1.6
Dänemark	0.232	3.3	2.7	0.599	0.103	-0.6	1.1	-0.1	0.2	-0.2	0.1	3.0	49.4	-0.7	1.1
Deutschland	0.298	4.8	4.0	0.452	0.155	1.5	2.6	0.5	0.6	0.5	0.5	-1.4	14.0	2.1	2.3
Finnland	0.269	3.9	3.2	0.814	0.127	2.1	4.1	0.0	0.9	0.1	0.5	7.8	57.1	1.2	3.7
Frankreich	0.281	4.1	3.4	0.370	0.135	-3.1	0.0	-0.6	0.0	-0.2	0.0	-57.3	4.2	-4.2	1.0
Griechenland	0.321	5.3	4.4	0.428	0.178	0.0	-1.5	-0.1	-0.5	-0.2	-0.3	1.1	-13.8	-0.4	-2.2
Irland	0.328	5.4	4.4	0.789	0.194	-0.6	-2.1	-0.4	0.1	-0.1	0.3	32.0	-60.0	-3.0	-1.0
Island	0.280	4.1	3.1	0.542	0.155	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Italien	0.352	6.0	4.3	1.095	0.235	3.9	0.4	1.4	-0.3	0.9	-0.5	24.0	44.8	6.7	-0.3
Japan	0.321	5.8	4.8	0.412	0.199	1.9	-0.3	0.8	0.1	0.3	0.2	22.4	-10.5	4.1	-0.2
Kanada	0.317	5.2	4.1	0.588	0.185	-0.4	3.4	-0.2	0.9	-0.2	0.5	0.6	25.5	-1.0	3.9
Korea	0.312	5.7	4.7	0.354	0.201	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Luxemburg	0.258	3.7	3.3	0.302	0.116	1.2	-0.1	0.2	0.1	0.2	0.1	2.6	2.9	1.0	0.4
Mexiko	0.474	12.1	8.5	2.703	0.409	6.6	-4.5	4.1	-3.4	2.1	-2.3	150.2	7.8	11.3	-8.0
Neuseeland	0.335	5.6	4.3	..	..	6.4	0.0	1.3	0.2	0.7	0.2	..	..	..	..
Niederlande	0.271	4.0	3.2	..	..	2.4	-1.1	0.6	-0.1	0.4	-0.1	..	..	..	..
Norwegen	0.276	4.0	2.8	0.456	0.155	2.2	2.0	0.4	0.2	0.1	-0.2	2.3	15.1	3.1	2.4
Österreich	0.265	4.0	3.3	0.325	0.129	0.2	1.4	0.1	0.4	0.1	0.3	1.4	1.2	-0.2	2.9
Polen	0.372	7.2	5.6	0.710	0.261	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Portugal	0.385	7.1	5.5	0.802	0.256	3.0	-0.3	0.8	-0.2	0.4	-0.1	14.5	-3.1	3.6	-0.9
Schweden	0.234	3.3	2.8	0.650	0.007	1.4	2.3	0.2	0.4	0.1	0.3	7.9	44.7	-6.2	0.1
Schweiz	0.276	4.3	3.4	0.337	0.009	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Slowak. Rep.	0.268	4.0	3.3	0.367	0.125	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Spanien	0.319	5.5	4.6	0.410	0.200	-2.8	0.0	-1.3	0.0	-0.9	0.2	-65.6	-3.0	-6.0	0.0
Tschech. Rep.	0.268	3.8	3.2	0.375	0.122	2.6	0.2	0.4	0.1	0.3	0.1	5.3	0.2	1.9	0.2
Türkei	0.430	9.1	6.5	1.450	0.320	5.5	-6.0	2.1	-2.2	0.3	-0.4	..	..	..	..
Ungarn	0.291	4.3	3.4	0.482	0.143	2.1	-0.3	0.4	-0.1	0.3	-0.2	12.1	1.8	1.7	-0.2
Ver. Königreich	0.335	5.4	4.2	0.714	0.195	2.9	-1.9	0.8	-0.5	0.6	-0.2	9.5	24.3	3.7	-1.3
Ver. Staaten	0.381	7.9	5.9	0.813	0.291	2.4	2.0	0.5	0.9	0.0	0.4	30.5	8.6	2.5	5.3
OECD22	0.300	4.8	3.9	0.560	0.163	1.4	0.6	0.3	0.2	0.2	0.1	2.6	10.1	0.6	0.8
OECD24	0.313	5.3	4.2	0.698	0.181	1.7	0.1	0.5	-0.1	0.2	0.0	9.7	10.0	1.1	0.4
OECD30	0.311	5.3	4.1	0.645	0.175	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421061637532

Anmerkung: Für Portugal, die Tschechische Republik und Ungarn beziehen sich die Daten für Mitte der 1980er Jahre auf 1990. Für Belgien, Dänemark, Frankreich, Irland, Japan, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik beziehen sich die Daten für Mitte der 2000er Jahre in etwa auf das Jahr 2000. In OECD22 nicht enthalten sind Australien, Island, Korea, Mexiko, Polen, die Schweiz, die Slowakische Republik und die Türkei. In OECD24 nicht enthalten sind Australien, Island, Korea, Polen, die Schweiz und die Slowakische Republik.
Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

TEIL II

Hauptdeterminanten der Ungleichheit

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

TEIL II

Kapitel 2

Demografischer Wandel und veränderte Lebensformen: Führen sie zu einer größeren Spreizung bei der Verteilung der Haushaltseinkommen?*

Veränderungen der demografischen Strukturen und geringere Haushaltsgrößen haben das wirtschaftliche Wohlergehen der OECD-Bevölkerungen belastet. Sie haben mit der zunehmenden Zahl von Alleinstehenden und Alleinerziehenden auch zu größeren Einkommensungleichheiten beigetragen. Diese Veränderungen gingen mit bedeutenden Verlagerungen bei den relativen Einkommen verschiedener Gruppen einher, wobei ältere Erwerbstätige die größten Zugewinne erzielten, während Berufsanfänger sowie Alleinerziehende an Boden verloren haben.

* Dieses Kapitel wurde von Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, und Aderonke Osikominu, zurzeit an der Universität Freiburg, verfasst.

Einführung

Alle OECD-Länder haben im Hinblick auf ihre demografische Zusammensetzung und die Lebensformen ihrer Bevölkerungen in den letzten Jahrzehnten radikale Umwälzungen erfahren. Diese haben nicht nur bedeutende Auswirkungen auf die öffentlichen Haushalte und andere makroökonomische Aggregate, sondern auch auf die Einkommensungleichheit und die Verteilung wirtschaftlicher Risiken zwischen den einzelnen Personen. Denn mit der beobachteten Entwicklung hat sich die Größe der verschiedenen demografischen Gruppen sowie die Art und Weise verändert, in der sich das Einkommen innerhalb der Haushalte verteilt. Darüber hinaus ging der demografische Wandel mit erheblichen Verschiebungen beim relativen Einkommen verschiedener Gruppen einher. Beide Faktoren – die Bevölkerungsstruktur und das relative Einkommen der verschiedenen Gruppen – haben die Verteilung der Haushaltseinkommen beeinflusst, wenn auch von einem Land zum anderen in unterschiedlichem Maße.

Dieses Kapitel beschreibt zunächst das Ausmaß der Veränderungen sowohl bei der demografischen Zusammensetzung der Bevölkerung in verschiedenen OECD-Ländern als auch bei den unterschiedlichen Einkommensgruppen. Sodann wird analysiert, wie sich dieser Wandel in den einzelnen Ländern auf die Trends bei den summarischen Messgrößen für die Einkommensungleichheit ausgewirkt hat. Abschließend befasst sich das Kapitel mit Veränderungen bei den relativen Einkommen verschiedener Gruppen und geht der Frage nach, wie diese mit demografischen Faktoren zusammenhängen.

Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur der einzelnen Länder

Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur der OECD-Länder wirken sich auf die Art und Weise der Einkommensverteilung innerhalb der Haushalte sowie auf das wirtschaftliche Wohlergehen ihrer Mitglieder aus. Die Bevölkerungsstruktur kann unter einer Reihe von Aspekten beschrieben werden, die wichtigsten sind jedoch das Alter der einzelnen Personen sowie der Haushaltstyp, dem diese Personen angehören.

Veränderungen im Altersaufbau der OECD-Bevölkerungen sind gut dokumentiert. In den zwanzig Jahren bis 2005 ging der Anteil von Kindern und Jugendlichen an der Bevölkerung in allen OECD-Ländern zurück (im Durchschnitt jeweils um rd. 4 bzw. 2 Prozentpunkte, siehe Tabelle 2.A1.1, Teil A). Die meisten Länder weisen ferner einen in etwa konstanten Anteil an jungen Erwachsenen auf sowie eine Zunahme bei Personen im Haupterwerbsalter, älteren Erwerbstätigen und Senioren (um jeweils rd. 2 Prozentpunkte). Die Bevölkerungsalterung erfasst alle OECD-Länder, wobei das Ausmaß jedoch variiert. In Mexiko, der Türkei und Japan hat sich der Kinderanteil an der Bevölkerung um eine doppelt so hohe, wenn nicht noch höhere Rate vermindert als im OECD-Durchschnitt. Demgegenüber ist in Portugal, Norwegen und Schweden der Anteil der Bevölkerung im Alter von 65 Jahren und darüber geringfügig zurückgegangen, während der stärkste Anstieg bei älteren Erwerbstätigen (41-50 Jahre und insbesondere 51-65 Jahre) verzeichnet wurde.

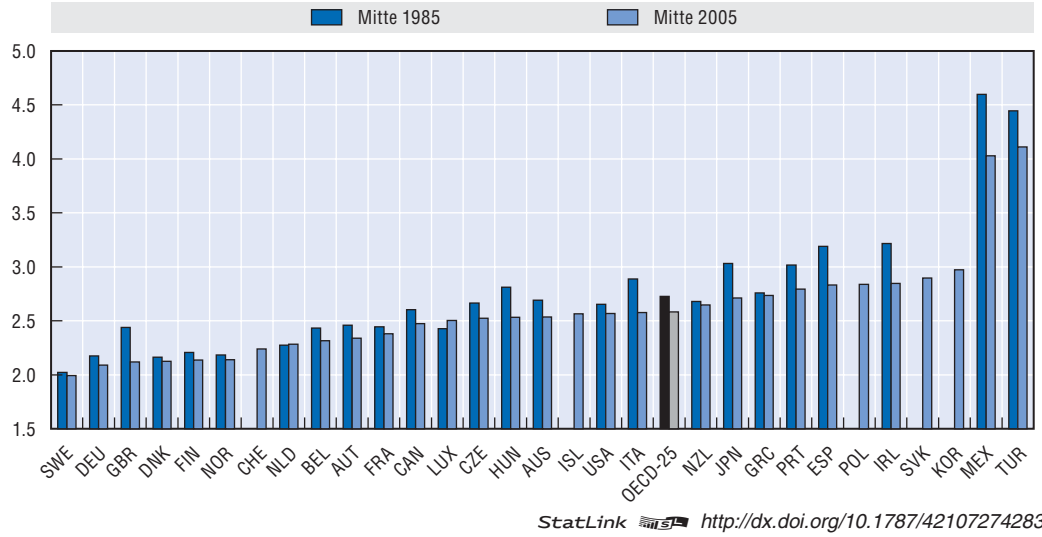
Noch einschneidendere Veränderungen sind bei der Bevölkerungsstruktur nach Haushaltstyp eingetreten (Tabelle 2.A1.1, Teil B)[1]. Zum Teil spiegeln diese Veränderungen (Rückgang des Anteils der in Haushalten mit Kindern lebenden Bevölkerung und Zunahme des Anteils der Haushalte mit einem Vorstand im Rentenalter) lediglich die verzeichneten Veränderungen im Altersaufbau der Bevölkerung wider. Bei anderen – wie dem Anstieg des Anteils an Alleinstehenden und Alleinerziehenden – ist dies nicht der Fall, und sie unterstreichen die Bedeutung zusätzlicher Faktoren, die für die Lebensformen maßgeblich sind. Im Allgemeinen gingen diese Veränderungen mit einer allmählichen Abkehr von der „typischen" Familienstruktur einher, wie sie in der Vergangenheit üblich war. Die meisten Menschen in den OECD-Ländern leben weiterhin in Haushalten, die sich aus Paaren und ihren Kindern zusammensetzen (dies trifft auf etwa 46% der

Gesamtbevölkerung der 24 in Tabelle 2.A1.1 aufgeführten OECD-Länder zu), ihr Anteil ist in den letzten zwanzig Jahren aber um etwa 9 Prozentpunkte gesunken. Dieser Rückgang wurde durch Zunahmen bei kinderlosen Paaren (um 3 Prozentpunkte), bei Alleinstehenden (um 2 Prozentpunkte) sowie bei Alleinerziehenden (um 1 Prozentpunkt) kompensiert[2].

Einige dieser Veränderungen bei den Lebensformen waren in manchen Ländern besonders ausgeprägt. So hat sich der Anteil der Haushalte mit Alleinerziehenden in Frankreich, Deutschland und dem Vereinigten Königreich fast dreimal so rasch erhöht wie im OECD-Durchschnitt; 2005 machten sie in dem Vereinigten Königreich, Schweden und Norwegen rd. 7% der Gesamtbevölkerung aus, während sie in Japan, den südeuropäischen Ländern, der Türkei, Polen und der Slowakischen Republik Randerscheinungen blieben (mit einem Anteil von unter 2%). Desgleichen war die Verbreitung von Einpersonenhaushalten in Finnland, Norwegen und Italien besonders ausgeprägt. Zum Ende des Betrachtungszeitraums lebte in Schweden jeder Vierte und in Deutschland jeder Fünfte allein, während diese Lebensform in der Türkei weiterhin kaum eine Rolle spielte. Dieser Trend erklärt sich z.T. durch eine zunehmende Zahl von Alleinlebenden im höheren Alter auf Grund der unterschiedlichen Lebenserwartungen von Ehepaaren. Bei den meisten Alleinlebenden handelt es sich jedoch um Personen im Erwerbsalter (die in Deutschland, den Niederlanden und den nordischen Ländern über 10% der Gesamtbevölkerung stellen), und ihre Zunahme spiegelt vor allem höhere Scheidungsraten sowie die Tatsache wider, dass weniger Partnerschaften eingegangen werden.

Diese Veränderungen der Lebensformen haben zu einer Verringerung der durchschnittlichen Haushaltsgröße geführt. Diese Verringerung betraf alle OECD-Länder (Abb. 2.1) und fiel in dem Vereinigten Königreich, Mexiko, Irland, Italien, Japan und Spanien besonders groß aus (über 10% in den zwei Dekaden bis Mitte der 2000er Jahre). Die Haushaltsgröße ist für das individuelle Wohlergehen von Bedeutung, da Haushalte zum Lebensstandard ihrer Mitglieder beitragen, indem sie es ihnen ermöglichen, an der Haushaltsproduktion mitzuwirken und von Größenvorteilen im Hinblick auf den Verbrauch zu profitieren (Ringen, 2007). Dies bedeutet, dass Größenvorteile mit abnehmender Haushaltsgröße verlorengehen und höhere monetäre Einkünfte nötig sind, um denselben Lebensstandard sicherzustellen. Die Haushaltsgröße ist auch unter Armutsaspekten von Bedeutung, was durch die Tatsache unterstrichen wird, dass das mit Arbeitslosigkeit verbundene Armutsrisiko hauptsächlich Haushalte betrifft, in denen sich lediglich eine erwachsene Person im Erwerbsalter befindet.

Abbildung 2.1 **Durchschnittliche Haushaltsgröße in den einzelnen OECD-Ländern**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421072742834

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge der durchschnittlichen Haushaltsgröße Mitte der 2000er Jahre dargestellt. Zur Berechnung der durchschnittlichen Haushaltsgröße wird die Gesamtbevölkerung jedes Landes (ohne in Gemeinschaftsunterkünften lebende Personen) durch die Anzahl der privaten Haushalte in jedem Land dividiert.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Demografische Unterschiede bei der Einkommensverteilung

Personen mit bestimmten demografischen Merkmalen sind an bestimmten Punkten der Einkommensverteilung überrepräsentiert. Dies tritt besonders bei der Betrachtung der Altersgruppen zu Tage. In Abbildung 2.2 ist der Anteil jeder Altersgruppe an den zwei untersten, den sechs mittleren und den zwei obersten Dezilen der Einkommensverteilung für Männer und Frauen separat dargestellt. In Bezug auf zwei wichtige Dimensionen sind erhebliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern zu erkennen.

- Die erste betrifft die Größe der verschiedenen Kohorten (die durch die Gesamtlänge des horizontalen Balkens ausgewiesen ist). So bilden die demografischen Strukturen Mexikos und der Türkei, die durch eine breite Basis (d.h. einen großen Anteil an Kindern) und eine schmale Spitze (d.h. einen geringen Anteil an älteren Menschen) gekennzeichnet sind, einen scharfen Kontrast zu denen von Ländern, wo der Prozess der Bevölkerungsalterung weiter fortgeschritten ist (z.B. Japan und Italien), was sich in einer schmaleren Basis und breiteren Flanken niederschlägt.

- Bei der zweiten handelt es sich um die demografische Zusammensetzung der verschiedenen Einkommensquintile. Beispielsweise sind in Dänemark, Finnland, Japan und Schweden weniger als 20% aller Personen im untersten Einkommensquintil Kinder, in Mexiko und der Türkei hingegen bis zu 50% und in Neuseeland sowie den Vereinigten Staaten über 30%. In Dänemark und Schweden handelt es sich bei über der Hälfte der Personen im obersten Einkommensquintil um solche im Haupterwerbsalter (41-65 Jahre), in Mexiko jedoch nur bei rund einem Viertel.

Auf Grund der Annahme, dass Personen in einem Haushalt dessen Gesamteinkommen gleichmäßig teilen, fallen die Unterschiede zwischen Männern und Frauen geringer aus (beide sind an unterschiedlichen Punkten der Verteilung in etwa gleichermaßen vertreten). Die Hauptausnahme stellen Frauen im Alter von 75 Jahren und darüber dar, von denen viele nach dem Tod ihres Ehegatten alleine leben. Sie sind überproportional am unteren Ende der Einkommensverteilung vertreten und stellen in den nordischen Ländern und Japan über 10% der Personen im untersten Einkommensquintil, gegenüber lediglich 3% in den Vereinigten Staaten und einem unerheblichen Anteil in der Türkei.

Veränderungen der Lebensformen sind – in unterschiedlichem Maße – auch an verschiedenen Punkten der Einkommensverteilung zu beobachten. Insbesondere die Geburtenraten haben sich in mehreren Ländern über die Einkommensverteilung hinweg unterschiedlich entwickelt. Auf der einen Seite entscheiden sich hochqualifizierte erwerbstätige Frauen zunehmend für eine spätere Familiengründung und bringen oftmals überhaupt kein Kind zur Welt oder weniger Kinder als gewünscht. Auf der anderen Seite bekommen weniger qualifizierte Frauen häufig schon im jungen Alter Kinder und befinden sich dann in der Situation, dass sie auf Grund fehlender erschwinglicher Kinderbetreuungsmöglichkeiten ihre Ausbildung nicht abschließen bzw. nicht am Arbeitsmarkt teilhaben können (Dixon und Margo, 2006). In Tabelle 2.1 sind die Veränderungen bei den Geburtenziffern für Frauen zwischen 30 und 39 Jahren in Haushalten mit verschiedenen Einkommensniveaus dargestellt. Bei Betrachtung aller in Tabelle 2.1 aufgeführten Länder ist festzustellen, dass die Geburtenziffern am unteren Ende und in der Mitte der Einkommensverteilung stärker zurückgegangen sind als am oberen Ende. Die Unterschiede sind jedoch gering, was nahelegt, dass die Auswirkungen des Fertilitätsgefälles auf die Einkommensverteilung nicht besonders ausgeprägt waren. Im Ländervergleich sank die Geburtenrate in den meisten Ländern jedoch in größerem Maße bei Frauen mit niedrigem Einkommen als bei solchen mit hohem Einkommen (dies gilt z.B. für die Vereinigten Staaten, Belgien, Deutschland, Dänemark, Spanien, Frankreich, Irland, Luxemburg und Norwegen); Ausnahmen hiervon bilden Ungarn, Mexiko, Polen und Schweden. Bei Haushalten mit niedrigem Einkommen mag die Entscheidung, weniger Kinder zu bekommen, Teil einer Strategie sein, das Einkommen auf weniger Haushaltsmitglieder zu „verteilen“. Dies dämpft die beobachtete Ausweitung der Divergenzen bei der Einkommensverteilung, geht aber „auf Kosten“ einer globalen Verringerung der Kinderzahl.

Abbildung 2.2 **Bevölkerungspyramiden Mitte der 2000er Jahre, nach Geschlecht, Alter und Einkommensquintilen**

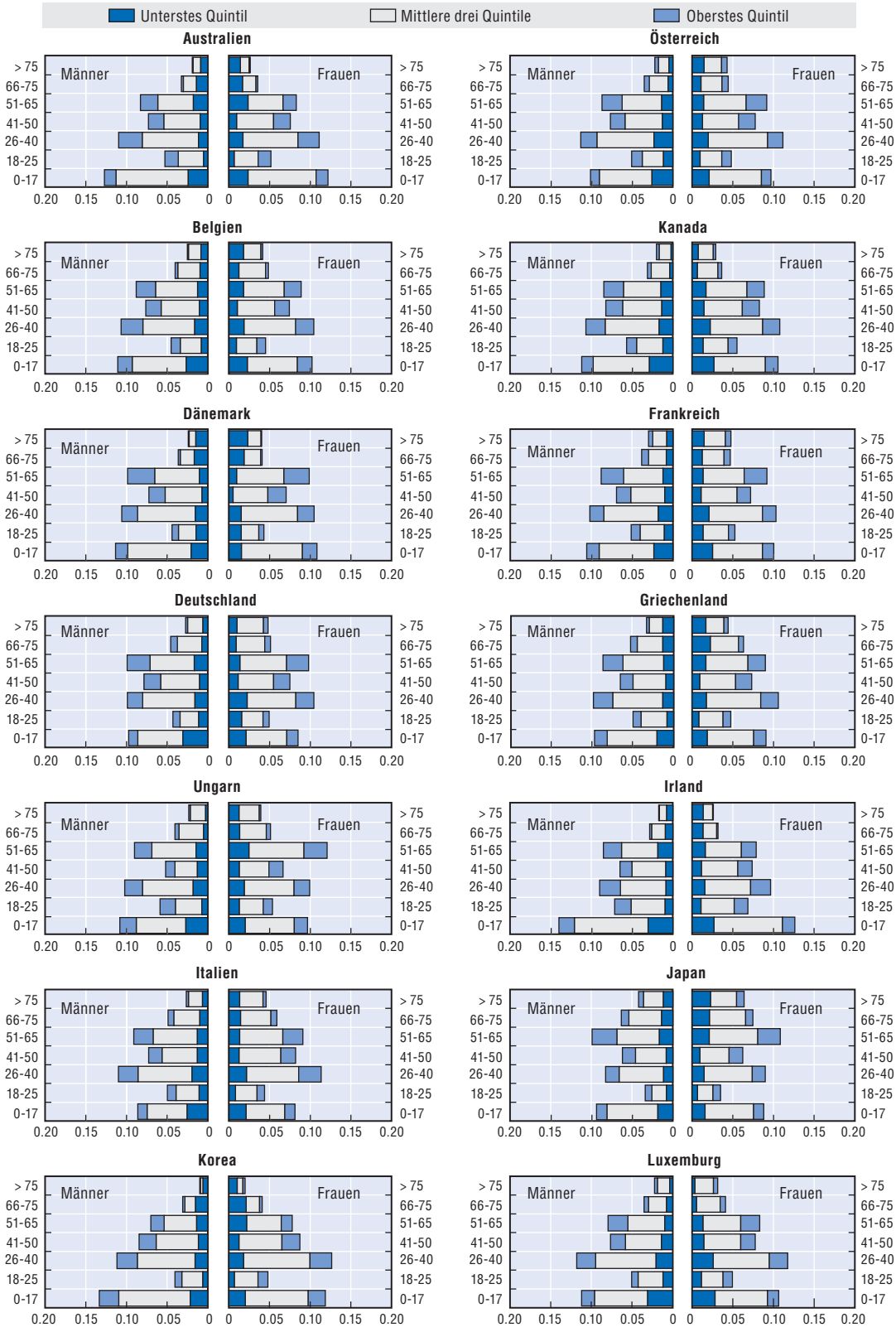
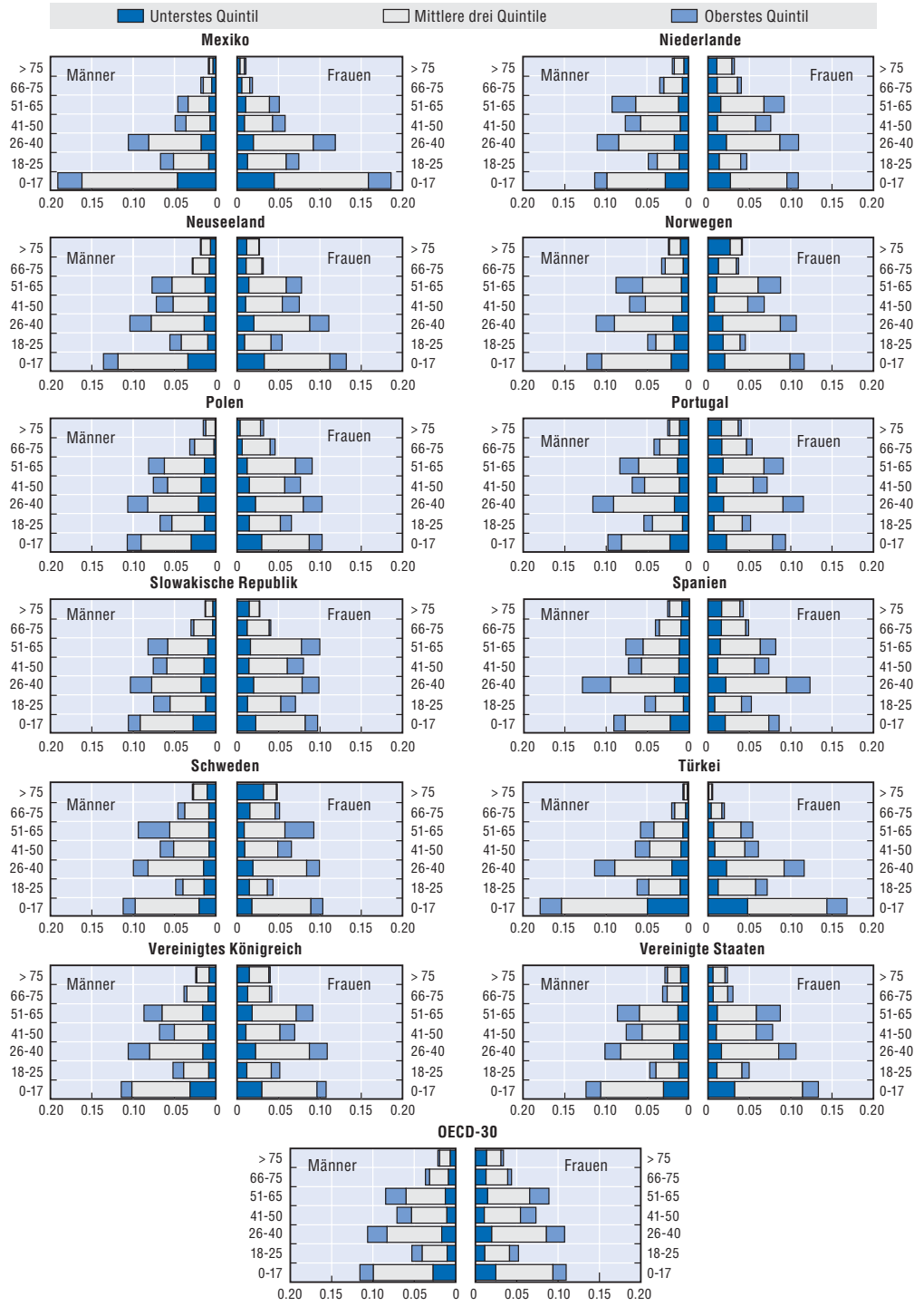


Abbildung 2.2 *(Forts.)* **Bevölkerungspyramiden Mitte der 2000er Jahre, nach Geschlecht, Alter und Einkommensquintilen**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421136300585

Anmerkung: Die Abbildung zeigt für die einzelnen Länder, nach Männern und Frauen getrennt, jeweils den Anteil an Personen einer bestimmten Altersgruppe, die dem untersten, dem obersten sowie den drei mittleren Quintilen der Verteilung des äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens angehören. Die Gesamtlänge jedes Balkens stellt den Anteil der unterschiedlichen Altersgruppen an der Gesamtbevölkerung dar; die verschiedenen Farben machen die Altersstruktur jeder Einkommensgruppe kenntlich. OECD30 spiegelt den Durchschnitt aller OECD-Länder wider. Daten für hier nicht erfasste Länder sind dem StatLink unter der Abbildung zu entnehmen.
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Tabelle 2.1 **Kinderzahl je Frau nach Haushaltseinkommensquintil**

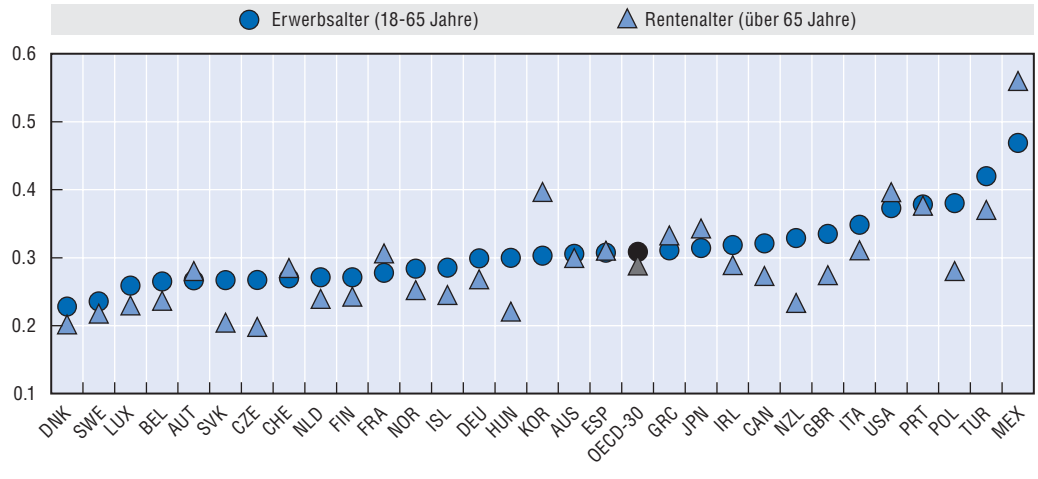
	Zeitraum	Unterstes Einkommensquintil			Mittlere drei Quintile			Oberstes Einkommensquintil		
		Erstgenanntes Jahr	Letztgenanntes Jahr	Veränderung (in Prozentp.)	Erstgenanntes Jahr	Letztgenanntes Jahr	Veränderung (in Prozentp.)	Erstgenanntes Jahr	Letztgenanntes Jahr	Veränderung (in Prozentp.)
Australien	1985-2001	2.0	1.6	-0.4	2.0	1.7	-0.4	1.7	1.2	-0.5
Belgien	1985-2000	1.2	0.8	-0.3	1.6	1.8	0.2	1.9	1.9	0.0
Dänemark	1987-2000	1.0	0.9	-0.1	1.7	1.7	0.0	1.6	1.8	0.2
Deutschland	1984-2000	1.1	0.8	-0.3	1.5	1.4	-0.2	1.3	1.2	-0.1
Finnland	1987-2000	0.7	0.7	0.0	1.7	1.7	0.0	1.9	1.9	0.0
Frankreich	1984-2000	1.4	1.1	-0.3	1.8	1.8	0.0	1.7	1.8	0.1
Griechenland	1995-2000	1.6	1.5	-0.1	1.6	1.6	0.0	1.4	1.6	0.2
Irland	1994-2000	2.1	1.7	-0.3	2.1	2.2	0.1	1.6	1.6	0.0
Italien	1986-2000	1.8	1.6	-0.2	1.7	1.3	-0.4	1.3	1.2	-0.1
Kanada	1987-2000	1.6	1.4	-0.2	1.7	1.6	-0.2	1.6	1.5	-0.1
Luxemburg	1985-2000	1.4	1.2	-0.2	1.6	1.5	-0.1	1.4	1.3	-0.1
Mexiko	1984-2000	4.3	3.2	-1.0	3.9	2.6	-1.3	3.5	2.3	-1.2
Niederlande	1987-1999	1.2	1.1	-0.1	1.8	1.6	-0.2	1.2	1.5	0.3
Norwegen	1986-2000	1.1	0.9	-0.2	2.0	1.8	-0.1	2.0	1.9	-0.1
Österreich	1994-2000	1.1	1.0	-0.1	1.6	1.5	-0.1	1.4	1.3	-0.1
Polen	1986-1999	2.1	2.3	0.2	2.0	2.1	0.1	2.0	1.8	-0.2
Schweden	1987-2000	0.6	0.6	0.0	1.7	1.8	0.1	2.0	1.8	-0.2
Spanien	1990-2000	2.1	1.3	-0.8	1.9	1.3	-0.6	1.7	1.0	-0.6
Ungarn	1991-1999	1.4	1.4	0.0	1.8	1.7	-0.1	1.8	1.5	-0.3
Ver. Königreich	1986-1999	1.8	1.6	-0.2	1.9	1.7	-0.2	1.6	1.3	-0.2
Ver. Staaten	1986-2000	1.8	1.5	-0.2	1.7	1.6	0.0	1.5	1.6	0.0
OECD22		1.6	1.3	-0.2	1.9	1.7	-0.2	1.7	1.6	-0.1

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421222675372

Anmerkung: Die Daten beziehen sich auf Kinder unter 18 Jahre und auf Frauen im Alter von 30-39 Jahren, die entweder als Haushaltsvorstand oder als Ehegattin eingestuft sind. Die Quintile beruhen auf dem nicht äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen.
Quelle: Berechnungen auf der Basis der Datenbank der Luxemburger Einkommensstudie.

Diese Differenzen, die in Bezug auf die demografische Zusammensetzung der Einkommensquintile zwischen den Ländern bestehen, spiegeln Unterschiede sowohl bei der Einkommensverteilung innerhalb jeder Bevölkerungsgruppe als auch beim Durchschnittseinkommen der Gruppen wider. Was Ersteres betrifft, so lässt Abbildung 2.3 erkennen, dass die Verteilung der Haushaltseinkommen in den meisten OECD-Ländern bei der älteren Bevölkerung weniger breit gestreut ist

Abbildung 2.3 **Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit nach Alter, 2005**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421143586160

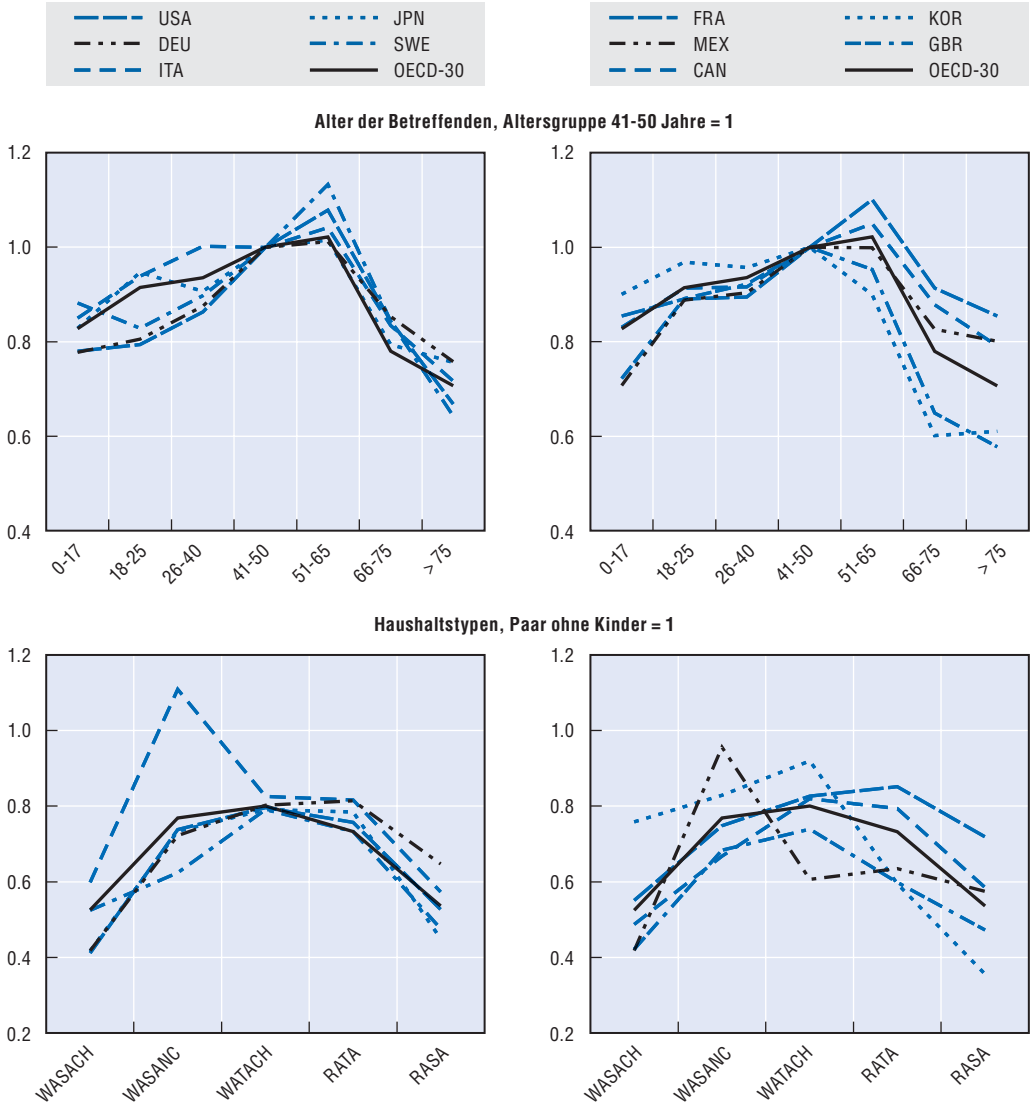
Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge entsprechend dem Gini-Koeffizienten für die Bevölkerung im Erwerbsalter dargestellt.
Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

als bei der anderen betrachteten Bevölkerungsgruppe. Dies reflektiert hauptsächlich die geringere Streuung bei den Altersbezügen im Vergleich zu den Erwerbseinkommen. Die Ausnahmen lassen sich z.T. durch höhere Beschäftigungsquoten älterer Arbeitskräfte (in den Vereinigten Staaten und Japan) und z.T. durch weniger entwickelte Alterssicherungssysteme (in Mexiko und Korea) erklären[3].

Was den zweiten Aspekt angeht, so variiert das durchschnittliche verfügbare Einkommen in den einzelnen Ländern nach Alter der Betreffenden und nach Haushaltstyp in ähnlicher Weise, wobei bestimmte demografische Gruppen an den Enden der Einkommensverteilung überrepräsentiert sind (Abb. 2.4). In allen Ländern nimmt das Durchschnittseinkommen mit steigendem Lebensalter bis zum Ende des Erwerbslebens zu und geht danach zurück, wenn auch das Alter, in dem das höchste Niveau erreicht wird, in den verschiedenen Ländern unterschiedlich ist. Desgleichen erhöht sich das Durchschnittseinkommen bei Zuordnung der Betreffenden zu den verschiedenen

Abbildung 2.4 **Relatives Einkommen nach Alter und Haushaltstyp in ausgewählten OECD-Ländern**

Äquivalenzgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen, Mitte der 2000er Jahre



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421156621241

Anmerkung: WASACH = Vorstand im Erwerbsalter, alleinstehender Erwachsener mit Kindern; WASANC = Vorstand im Erwerbsalter, alleinstehender Erwachsener ohne Kinder; WATACH = Vorstand im Erwerbsalter, zwei oder mehr Erwachsene mit Kindern; WATANC = Vorstand im Erwerbsalter, zwei oder mehr Erwachsene ohne Kinder; RATA = Vorstand im Rentenalter, zwei oder mehr Erwachsene; RASA = Vorstand im Rentenalter, alleinstehender Erwachsener.
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

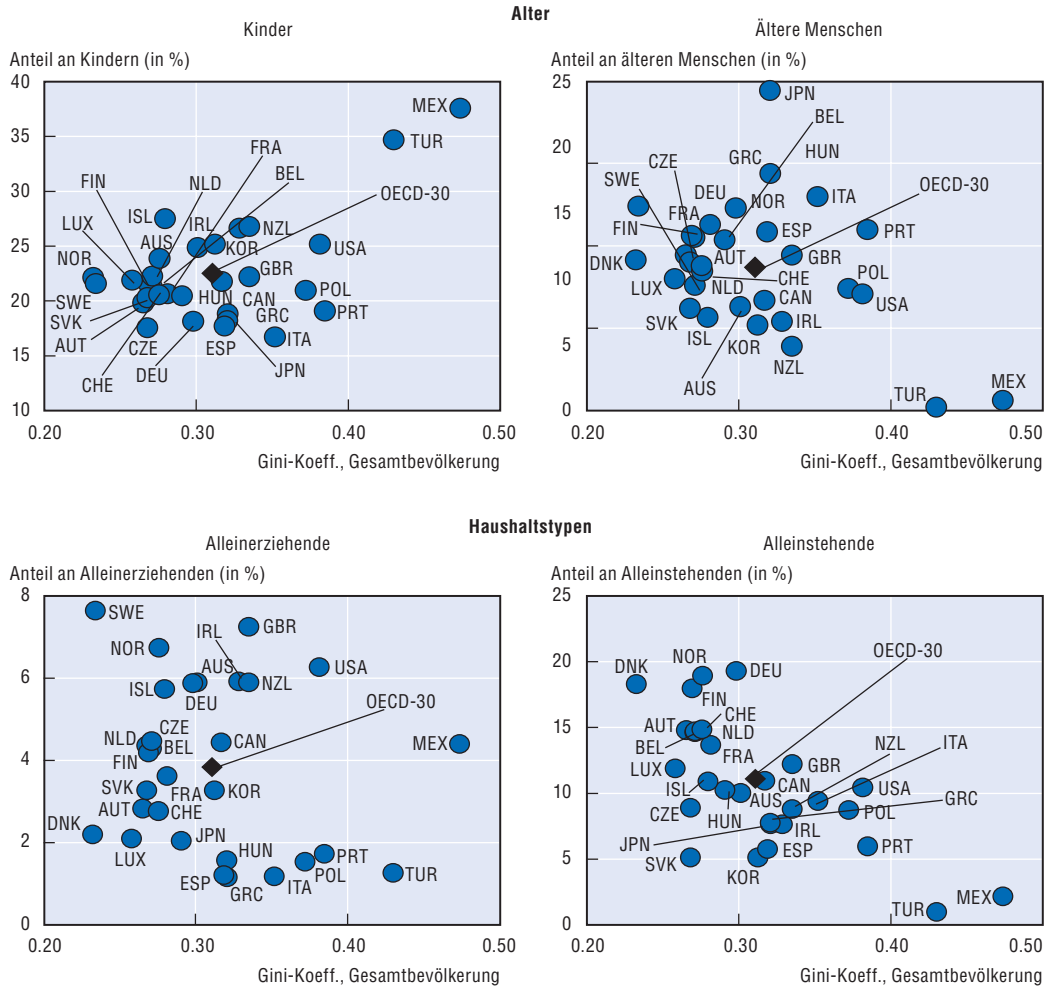
Haushaltstypen, wenn man von Alleinerziehenden zu Alleinstehenden ohne Kinder übergeht, und erreicht den höchsten Wert für kinderlose Paare; danach sinkt das Durchschnittseinkommen wieder für Haushalte mit zwei Erwachsenen und Kindern (jeweils mit einem Vorstand im Erwerbsalter), Paargemeinschaften mit einem Vorstand im Rentenalter und älteren alleinlebenden Personen (unterer Teil von Abb. 2.4). Die Einkommensstruktur nach Haushaltstyp ist im Allgemeinen heterogener als die nach Alter, und die Unterschiede zwischen den Ländern sind größer.

Der Einfluss der Bevölkerungsstruktur auf summarische Messgrößen der Einkommensungleichheit

Die vorstehenden Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die Einkommen nicht gleichmäßig nach Alter und Geschlecht oder Kategorie des Haushalts auf die Einzelnen verteilt sind. Derartige Unterschiede sind sowohl für das Niveau der Einkommensungleichheit in den einzelnen Ländern als auch für die Art und Weise von Bedeutung, wie es sich im Laufe der Zeit verändert hat. In Bezug auf das Niveau kommen die meisten Forschungsarbeiten zu dem Schluss, dass Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur keine vollständige Erklärung für die großen Differenzen bei der Einkommensungleichheit in den OECD-Ländern liefern können[4]. In Abbildung 2.5 sind

Abbildung 2.5 **Anteile ausgewählter Bevölkerungsgruppen und Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit**

Mitte der 2000er Jahre



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421188837178

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

die Anteile der verschiedenen Bevölkerungsgruppen in Relation zum Gini-Koeffizienten dargestellt. Der Gini-Koeffizient ist in OECD-Ländern mit einem höheren Anteil an alleinlebenden Personen tendenziell niedriger. Bei Betrachtung der Prävalenz von Kindern, älteren Menschen und Alleinerziehenden ist allerdings kein klares Muster erkennbar.

Im Hinblick auf Veränderungen der Einkommensungleichheit im Zeitverlauf besteht ein einfacher Ansatz zur Beurteilung des Gesamteffekts demografischer Trends darin, ein Ungleichheitsmaß zu berechnen, wobei die Bevölkerungsstruktur auf dem Niveau eines gegebenen Referenzjahrs „eingefroren" wird. Die Ergebnisse für mehrere OECD-Länder sind in Tabelle 2.2 wiedergegeben. Außer der Gesamtveränderung der Gini-Koeffizienten für jedes Land (erste Spalte) zeigt die Tabelle die Veränderung, die sich bei einer konstanten Bevölkerungsstruktur nach Alter (dritte Spalte), nach Haushaltsmerkmalen (fünfte Spalte) sowie nach Alter und Haushaltstyp (siebte Spalte) jeweils ergeben hätte. Obgleich Lebensalter und Haushaltstyp keine voneinander unabhängigen Kriterien sind (z.B. besteht bei älteren Menschen eine größere Wahrscheinlichkeit, alleine zu leben), verdeutlichen die Ergebnisse doch zwei Hauptmuster:

- Erstens tragen Veränderungen der Bevölkerungsstruktur unter dem Einfluss des kombinierten Effekts von Alter und Haushaltstyp in den meisten Ländern zu höherer Einkommensungleichheit bei, wenn es auch einige Ausnahmen gibt, wie z.B. Mexiko und (in geringerem Maße) Dänemark, Italien, Österreich und Schweden. Der Effekt von Veränderungen bei der demografischen Zusammensetzung der Bevölkerung auf eine Ausweitung der Ungleichheiten ist in Australien, Deutschland, Frankreich, Kanada, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich ganz erheblich (über 20 %).

Tabelle 2.2 **Veränderungen der Einkommensungleichheit unter Annahme einer konstanten Bevölkerungsstruktur**

	Zeitraum	Gesamtveränderung des Gini-Koeffizienten	Veränderung des Gini-Koeffizienten bei konstanter Altersstruktur		Veränderung des Gini-Koeffizienten bei konstanter Haushaltsstruktur		Veränderung des Gini-Koeffizienten bei konstanter Alters- und Haushaltsstruktur	
				Anteil an der Gesamtveränd. (in %)		Anteil an der Gesamtveränd. (in %)		Anteil an der Gesamtveränd. (in %)
Australien	1995-2004	-0.008	-0.011	-31.8	-0.012	-45.0	-0.013	-57.8
Belgien[1]	1985-2000	0.053	0.049	8.8	0.045	15.4	0.044	17.1
Dänemark[1]	1987-2004	-0.024	-0.024	2.6	-0.025	-3.7	-0.022	9.9
Deutschland	1985-2005	0.044	0.045	-2.5	0.005	88.2	0.026	40.8
Finnland	1986-2004	0.062	0.058	7.1	0.054	13.7	0.052	16.1
Frankreich[1]	1984-2000	-0.008	-0.008	-2.9	-0.011	-34.6	-0.011	-36.8
Italien	1984-2004	0.063	0.069	-10.3	0.071	-14.0	0.073	-16.0
Kanada	1985-2005	0.027	0.026	4.1	0.021	22.0	0.021	21.6
Luxemburg	1986-2004	0.011	0.011	2.7	0.010	12.6	0.009	14.7
Mexiko	1984-2004	0.021	0.021	0.6	0.026	-20.9	0.030	-39.9
Niederlande[1]	1985-1999	-0.003	-0.002	51.4	-0.007	-129.1	-0.007	-102.1
Norwegen	1986-2004	0.046	0.048	-5.1	0.040	12.5	0.039	15.6
Österreich[1]	1987-2000	0.028	0.029	-2.0	0.031	-8.0	0.032	-10.8
Schweden	1983-2004	0.019	0.018	9.4	0.020	-1.1	0.023	-18.1
Spanien[1]	1980-2000	0.018	0.020	-8.9	0.015	16.7	0.016	9.2
Ver. Königreich	1985-2005	0.051	0.049	3.3	0.041	19.6	0.041	20.4
Ver. Staaten[1]	1986-2000	0.037	0.035	3.3	0.036	2.4	0.035	5.4
Durchschnitt		0.026	0.026	0.9	0.021	17.9	0.023	11.2

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421226186681

Anmerkung: Bei dem verwendeten Ansatz wird zunächst die Bevölkerungsstruktur (nach sieben Altersgruppen und sechs Haushaltstypen) im ersten und letzten angegebenen Jahr berechnet; danach werden Neugewichtungsfaktoren (als Verhältnis der Bevölkerungsanteile in den zwei Jahren definiert) auf die Einkommensdaten des letzten Jahres angewendet. Der daraus resultierende Schätzwert entspricht dem Gini-Koeffizienten, der im letztgenannten Jahr zugetroffen hätte, wenn die Bevölkerungsstruktur unverändert geblieben wäre. Für die Niederlande, für die in der LIS keine Daten über Kinder verfügbar sind, wurden die Daten über die Haushaltsstruktur in dem erstgenannten Jahr dem OECD-Fragebogen entnommen. Die Daten für Deutschland beziehen sich lediglich auf Westdeutschland.

1. Auf der Grundlage von Daten aus der Luxemburger Einkommensstudie.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage der Luxemburger Einkommensstudie und des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

- Zweitens sind die Effekte auf die Einkommensverteilung bei Berücksichtigung der Veränderungen nach Haushaltstyp im Allgemeinen größer, als bei Berücksichtigung der Veränderungen nach Lebensalter. Dies ist nicht überraschend, da altersmäßige Veränderungen sowohl durch Rückgänge bei der Anzahl der Kinder (die in den meisten Ländern über ein niedriges Durchschnittseinkommen verfügen) als auch durch Steigerungen bei dem Anteil älterer Menschen (einer Gruppe, die ebenfalls über ein nach eigenen Angaben geringes Einkommen verfügt) bedingt sind. Dagegen ist das dominierende Element bei Veränderungen der Bevölkerungsstruktur nach Haushaltstyp in der Regel ein Anstieg des Anteils an Haushalten mit einem Erwachsenen (sowohl Alleinerziehende mit Kindern als auch alleinstehende ältere Menschen), d.h. Gruppen mit einem niedrigen Durchschnittseinkommen[5]. Die Effekte, die sich durch Veränderungen nach Alter bzw. nach Haushaltstyp ergeben, voneinander zu isolieren, ist jedoch schwierig, da die zunehmende Bedeutung von Einpersonenhaushalten in vielen Ländern möglicherweise den wachsenden Anteil von älteren Menschen an der Gesamtbevölkerung widerspiegelt[6].

Veränderungen des relativen Einkommens verschiedener Gruppen

Veränderungen der Bevölkerungsstruktur tragen mittels eines „Struktureffekts“ zur Bildung von Trends hinsichtlich der Einkommensungleichheit bei. Allerdings spiegeln die Trends bei der Einkommensungleichheit auch Einkommensveränderungen innerhalb von und zwischen demografischen Gruppen wider. Die Veränderungen der Durchschnittseinkommen zwischen Gruppen waren in mehreren OECD-Ländern erheblich. In Abbildung 2.6 sind die Einkommen verschiedener Altersgruppen der Bevölkerung an zwei Zeitpunkten (das letzte verfügbare Jahr auf der horizontalen Achse und Mitte der 1980er Jahre auf der vertikalen Achse) im Verhältnis zu dem Einkommen von Personen der Altersgruppe 41-50 Jahre dargestellt; in den Ländern oberhalb der Diagonalen ist das relative Einkommen der jeweils betrachteten Gruppe gesunken. Die wichtigsten Veränderungen, die aus Abbildung 2.6 hervorgehen, sind die bedeutenden von älteren Erwerbstätigen (51-65 Jahre) verzeichneten Zugewinne und die ebenso starken Einbußen für junge Menschen (18-25 Jahre). Allerdings gibt es bei den Erfahrungen der einzelnen Länder auch große Unterschiede.

- Kinder stehen in den meisten Ländern besser da, insbesondere in den Vereinigten Staaten und Kanada (um 8 Prozentpunkte oder mehr), aber auch in Australien, Frankreich, Neuseeland und Norwegen. Große Rückgänge verzeichnen sie in Spanien und Mexiko, kleinere in der Türkei und Japan.

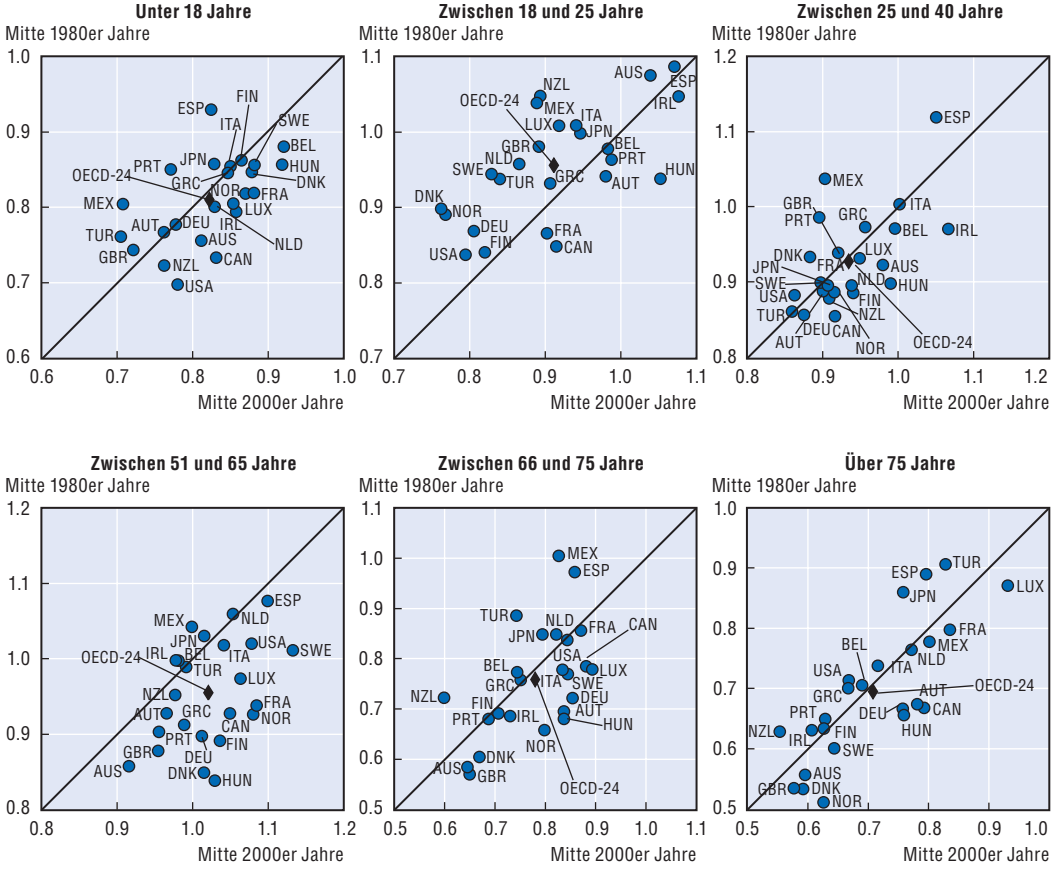
- Junge Menschen im Alter von 18-25 Jahren verzeichnen bei dem relativen Einkommen im Durchschnitt eine Verschlechterung um etwa 4 Prozentpunkte, aber eine deutlich größere (um mindestens 10 Prozentpunkte) in Dänemark, Mexiko, Neuseeland, Norwegen, Schweden und der Türkei. Diese Altersgruppe verbessert ihre Position in nur sieben Ländern, mit erheblichen Zugewinnen in Kanada, Portugal und Ungarn.

- In der Altersgruppe 26-40 Jahre ist die Entwicklung sehr unterschiedlich, mit Zugewinnen in rund der Hälfte der Länder und Einbußen in der anderen Hälfte. In den meisten Fällen sind die Veränderungen gering, aber kräftige Steigerungen (um mindestens 5 Prozentpunkte) werden in Irland, Ungarn, Australien, Kanada und Finnland erzielt, während große Verluste (in derselben Höhe) in Mexiko, Dänemark, Spanien und Portugal verzeichnet werden.

- Für ältere Erwerbstätige (51-65 Jahre) gab es die größten Zuwächse (um durchschnittlich 7 Prozentpunkte, aber in Dänemark, Finnland, Frankreich, Norwegen und Ungarn um eine mehr als doppelt so hohe Rate). In diesem Zeitraum erlebten die meisten Länder eine Verschiebung des altersbezogenen Einkommensprofils nach rechts, wodurch diese Gruppe in über der Hälfte der Länder zu der mit dem höchsten Einkommen wurde. Die Position dieser Gruppe verschlechterte sich lediglich in vier Ländern, und eine gravierende Verschlechterung (um 5 Prozentunkte oder mehr) trat lediglich in Mexiko auf.

Abbildung 2.6 **Relatives Einkommen der Einzelnen nach Alter**

Durchschnittliches verfügbares Haushaltseinkommen jeder Altersgruppe im Verhältnis zu dem der Altersgruppe 41-50 Jahre, Mitte der 1980er und Mitte der 2000er Jahre



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421203370354

Anmerkung: Das spätere Jahr (auf der horizontalen Achse) bezieht sich für alle Länder auf Mitte der 2000er Jahre; außer für Belgien, Irland, Österreich, Portugal und Spanien, wo es ein Referenzjahr um 2000 ist. Das frühere Jahr (auf der vertikalen Achse) bezieht sich für alle Länder auf Mitte der 1980er Jahre, bis auf Australien, Belgien, Polen, Portugal (jeweils 1995) und Ungarn (1990).

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

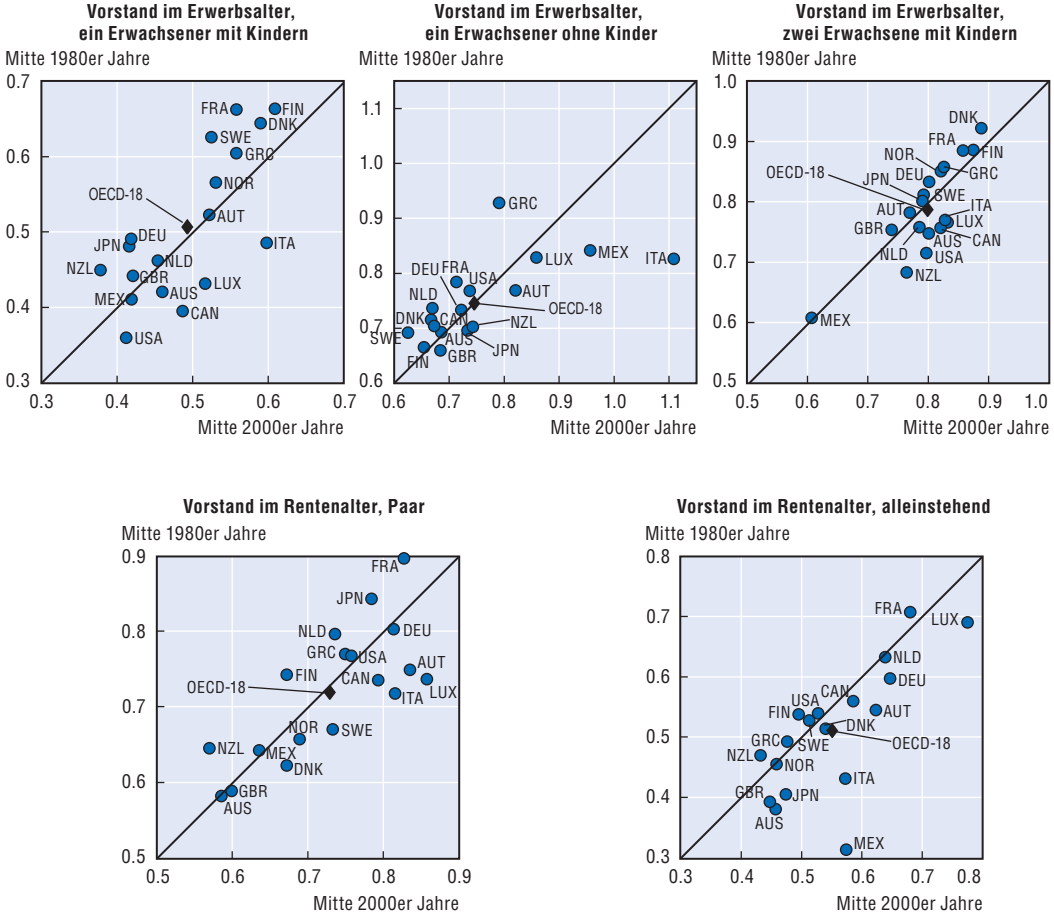
- Für ältere Menschen sind die Veränderungen geringer. Die Altersgruppe 66-75 Jahre konnte ihre Position bis auf acht in allen Ländern leicht verbessern, wobei in Norwegen, Ungarn, Österreich, Deutschland und Luxemburg große Steigerungen (um mindestens 10 Prozentpunkte) und in Mexiko, der Türkei, Spanien und Neuseeland große Verluste festzustellen waren. Über 75-Jährige verbuchten in einer knappen Mehrheit der Länder (insbesondere in Kanada, Norwegen und Österreich) Zuwächse, in elf Ländern jedoch Verluste (die in Japan, Neuseeland, Spanien und der Türkei besonders groß ausfielen).

Die Veränderungen beim relativen Einkommen sind für die verschiedenen Haushaltstypen weniger ausgeprägt (wenn das Einkommen im Verhältnis zu dem von Paarhaushalten mit Kindern und einem Vorstand im Erwerbsalter ausgedrückt wird). Die Länder sind im Allgemeinen gleichmäßig auf beide Seiten der Diagonale in Abbildung 2.7 verteilt, mit einem „durchschnittlichen" Zugewinn (in den 18 berücksichtigten Ländern) von rd. 4 Prozentpunkten bei älteren alleinlebenden Menschen und einem leichten Verlust (von etwa 1 Prozentpunkt) bei Alleinerziehenden.

Verlagerungen bei den relativen Einkommen können mit demografischen Veränderungen zusammenhängen. Dies trifft insbesondere auf die Alterskohorten zu. So kann z.B. der Eintritt eines geburtenstarken Jahrgangs in den Arbeitsmarkt die Arbeitsentgelte und das Lebenseinkommen der

Abbildung 2.7 **Relatives Einkommen der Einzelnen nach Haushaltstyp**

Verfügbares Haushaltseinkommen nach Haushaltstyp im Verhältnis zu dem von kinderlosen Paaren mit einem Vorstand im Erwerbsalter, Mitte der 1980er und Mitte der 2000er Jahre



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421211338058

Anmerkung: Das spätere Jahr (auf der horizontalen Achse) bezieht sich für alle Länder auf Mitte der 2000er Jahre. Das frühere Jahr (auf der vertikalen Achse) bezieht sich für alle Länder außer Australien auf Mitte der 1980er Jahre.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Betreffenden drücken und indirekte Effekte auf andere Kohorten haben (je nachdem, in welchem Maße diese einander ersetzen)[7]. Desgleichen können demografische Einflüsse zu Korrekturen der Sozialpolitik führen, die Veränderungen bei den Transfereinkommen verschiedener Altersgruppen nach sich ziehen, etwa wenn angesichts der Bevölkerungsalterung Leistungen gekürzt oder Sozialversicherungsbeiträge angehoben werden (von Weizsäcker, 1996). Allerdings können auch umgekehrte Effekte eintreten, wenn größere Bevölkerungsgruppen im politischen Prozess an Gewicht gewinnen, dadurch ihre Widerstandsfähigkeit gegen Abwärtskorrekturen ihrer Einkommen erhöhen und Maßnahmen durchsetzen, die sie selbst begünstigen. In der Praxis gibt es kaum Belege für einen engen Zusammenhang zwischen Veränderungen der relativen Einkommen und Veränderungen der Bevölkerungsanteile. Erstens gingen die Einkommensrückgänge bei jungen Erwachsenen, wie zuvor erwähnt, mit einem Anstieg ihres Anteils an der Bevölkerung einher, wohingegen die 51- bis 65-Jährigen *trotz* ihrer größeren Kohortenstärke Zuwächse erzielten. Zweitens sind die Veränderungen der relativen Einkommen bei einigen Gruppen, die diesbezüglich die bedeutendsten Verschiebungen erfahren haben, in den Ländern, in denen der demografische Wandel ausgeprägter ist, nicht größer. Dies legt nahe, dass Verschiebungen bei den relativen Einkommen verschiedener Gruppen mehr durch Veränderungen beim Zugang zu Arbeitsplätzen und bei den Leistungen des Sozialversicherungssystems geprägt wurden als durch demografische Faktoren an sich.

Schlussbetrachtungen

Die in diesem Kapitel beschriebenen demografischen Faktoren, insbesondere die Bevölkerungsalterung und der Wandel der Lebensformen, haben die Verteilung der wirtschaftlichen Risiken in der Bevölkerung verändert, wobei einige Gruppen relativ an Boden verlieren und andere Gruppen gewinnen. In dem Kapitel wurden die folgenden Muster herausgearbeitet:

- Veränderungen in der Altersstruktur und den Lebensformen der OECD-Bevölkerungen – mit mehr alleinlebenden Menschen, Alleinerziehenden oder kinderlosen Paaren – haben zur Verringerung der Haushaltsgröße geführt und das Wachstum des Äquivalenzeinkommens gedämpft.
- Diese demografischen Veränderungen haben in den meisten Ländern zu einer Zunahme der Einkommensdisparitäten geführt, und zwar eher auf Grund von Veränderungen bei den Lebensformen als in der Altersstruktur der Bevölkerung. In den meisten Ländern sind diese demografischen Faktoren lediglich für einen Teil der beobachteten Veränderungen bei der Einkommensverteilung verantwortlich.
- Diese Veränderungen bei der demografischen Zusammensetzung der OECD-Länder gingen mit Verschiebungen bei dem relativen Einkommen verschiedener Gruppen einher. Junge Menschen und, in geringerem Maße, Alleinerziehende haben in den meisten Ländern Rückgänge hinnehmen müssen, während Personen, die näher am Ende ihres Erwerbslebens stehen, sowie alleinlebende ältere Menschen, am meisten profitiert haben.

Diese Veränderungen erfordern eine Neuausrichtung der Sozialpolitik. Politische Entscheidungsträger haben traditionell Vorbehalte gegen die Umsetzung von Maßnahmen mit einem expliziten Fokus auf demografische Faktoren. Diese Situation hat sich in den vergangenen Jahren zwar gewandelt, der Großteil der eingeführten Maßnahmen zielte jedoch entweder auf die Vereinbarkeit von Beruf und Familie oder auf die Steigerung der Geburtenraten ab. Diese Maßnahmen wirken sich indessen auch auf die Einkommensungleichheit aus. Daher müssen sie mit einem besseren Verständnis der Bestimmungsfaktoren für Unterschiede bei den wirtschaftlichen Verhältnissen verschiedener Gruppen kombiniert und auf die Gruppen zugeschnitten werden, die bisher zu den „Verlierern“ der Umverteilung der Früchte des wirtschaftlichen Fortschritts zählen.

Anmerkungen

1. Im OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung werden die einzelnen Personen gemäß den Merkmalen der Haushalte, in denen sie leben, eingeordnet, wobei als Hauptkriterien das Alter des Haushaltsvorstands (über 65 Jahre oder nicht), das Vorhandensein von Kindern und die Anzahl an Erwachsenen (Alleinstehende und Paare) herangezogen werden. Ein weiteres Kriterium, das in späteren Kapiteln verwendet wird, ist die Anzahl an Erwerbstätigen in dem Haushalt (keine Erwerbstätige, ein Erwerbstätiger, zwei oder mehr Erwerbstätige).
2. Die Daten in dem OECD-Fragebogen könnten den Zuwachs bei den Alleinerziehenden unterzeichnen, da sie sich auf Personen beziehen, die in Haushalten mit einem Erwachsenen und Kindern leben. Alleinerziehende, die mit einer erwachsenen Person zusammenleben, die nicht ihr Partner ist (z.B. mit einem Elternteil oder sonstigen Mitbewohnern), werden daher als Paarhaushalt eingestuft.
3. Was Veränderungen bei der Einkommensungleichheit im Zeitverlauf betrifft, so ist der Gini-Koeffizient für die Bevölkerung im Rentenalter von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre in über der Hälfte aller Länder gesunken; in den meisten anderen Ländern erhöhte er sich in geringerem Maße als der entsprechende Koeffizient für die Bevölkerung im Erwerbsalter.
4. Vgl. beispielsweise Brandolini und D'Alessio (2001). Diese Autoren verwenden LIS-Daten zur Berechnung des Mean-Log-Deviation-Indikators für die Einkommenssituation, die in zwölf europäischen Ländern gegeben wäre, wenn die demografische Struktur Italiens auf sie angewandt wird. Nach Bereinigung um Unterschiede bei der Haushaltsgröße und dem Alter und Geschlecht des Haushaltsvorstands kommen sie zu dem Schluss, dass die demografischen Unterschiede zwischen italienischen Haushalten und jenen der elf anderen europäischen Länder nicht erklären, weshalb die Ungleichheit in Italien größer als anderswo ist (d.h. andere europäische Länder weisen auf der Grundlage des demografischen Profils Italiens eine geringere Einkommensungleichheit auf).

5. Andere Ansätze wurden verwendet, um die relative Bedeutung verschiedener Faktoren herauszukristallisieren, die diesen Veränderungen der Ungleichheit zu Grunde liegen. Bei Ungleichheitsmaßen, die additiv nach Bevölkerungsuntergruppen zerlegt werden können (wie die MLD), kann die Gesamtveränderung der Ungleichheit als Summe der Einkommensdifferenzen „zwischen" und „innerhalb von" Gruppen sowie einer Restkomponente für den Effekt der demografischen Struktur ausgedrückt werden. Während es bei dieser Art von Ungleichheitsmaßen möglich ist, die Bedingungen, die das Gesamtvorzeichen der verschiedenen Effekte bestimmen, analytisch abzuleiten, ist dies bei anderen Ungleichheitsmaßen wie dem Gini-Koeffizient nicht der Fall (von Weizsäcker, 1996).

6. Ähnliche auf dem Gini-Koeffizienten basierende Ansätze verwenden Li (2005) für Australien und Reed (2006) für das Vereinigte Königreich. Die erstgenannte Studie, die eine ausgefeiltere Methodik heranzieht und auf Daten von Mitte der 1990er bis Anfang der 2000er Jahre anwendet, kommt zu dem Ergebnis, dass die Veränderungen bei der Altersstruktur für rund ein Drittel des gesamten (aber nicht signifikanten) Anstiegs der Einkommensungleichheit verantwortlich sind. Die zweite Studie, die eine breitere Auswahl an Haushaltsmerkmalen über den Zeitraum 1979-2003/2004 berücksichtigt, stellt fest, dass der demografische Wandel etwa 20% des Gesamtanstiegs der Einkommensungleichheit erklärt.

7. Die These eines Zusammenhangs zwischen dem relativen Einkommen jeder Kohorte und ihrer Größe wurde von Easterlin (1987) vorgebracht, der argumentierte, dass bei Eintritt einer großen Kohorte in den Arbeitsmarkt der entsprechende Einstiegslohn zurückgehe und dieser Rückgang auf Grund von Auswirkungen auf die Verschiebung der Eheschließung und Familiengründung das ganze Erwerbsleben über fortdauern könne.

Literaturverzeichnis

Brandolini, A. und G. D'Alessio (2001), "Household Structure and Income Inequality", *Luxembourg Income Study Working Paper*, No. 254, Luxemburg.

D'Addio, A. und M. Mira d'Ercole (2005), "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 27, OECD, Paris.

Dang, T.-T., H. Immervoll, D. Mantovani, K. Orsini und H. Sutherland (2006), "An Age Perspective on Economic Well-Being and Social Protection in Nine OECD Countries", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 34, OECD, Paris.

Dixon, M. und J. Margo (2006), *Population Politics*, Institute for Public Policy Research, London.

Easterlin, R.A. (1987), "Easterlin Hypothesis", in J. Eatwell, M. Milgate und P. Newman (Hrsg.), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, The Stockton Press, New York, S. 1-4.

Li, Y. (2005), "Impact of Demographic and Economic Change on Measured Income Inequality", *Research Paper*, Australian Bureau of Statistics, Canberra.

Reed, H. (2006), "Modelling Demographic Pressure on Poverty and Inequality", in M. Dixon und J. Margo (Hrsg.), *Population Politics,* Institute for Public Policy Research, London.

Ringen, S. (2007), "What Do Families Do?", Kapitel 5 in S. Ringen, *What Democracy Is For?,* Princeton University Press.

von Weizsäcker, R.K. (1996), "Distributive Implications of An Ageing Society", *European Economic Review*, Vol. 40.

ANHANG 2.A1

Bevölkerungsstruktur in ausgewählten OECD-Ländern

Tabelle 2.A1.1 **Bevölkerungsstruktur in ausgewählten OECD-Ländern**

		A. Nach Alter						B. Nach Haushaltstyp					
								Vorstand im Erwerbsalter				Vorstand im Rentenalter	
		0-17	18-25	26-40	41-50	51-65	>65	Ein Erwachsener, keine Kinder	Ein Erwachsener mit Kindern	Zwei Erwachsene, keine Kinder	Zwei Erwachsene mit Kindern	Ein Erwachsener	Zwei Erwachsene
Australien	1995	26	12	24	14	13	10	5	5	29	50	3	8
	2004	25	10	22	15	17	11	7	6	30	46	3	8
	Differenz	*-1*	*-2*	*-2*	*1*	*3*	*1*	*1*	*1*	*1*	*-4*	*0*	*0*
Belgien	1995	22	10	24	13	16	15	6	3	30	45	5	11
	2004	21	9	21	15	18	16	9	4	29	41	5	11
	Differenz	*0*	*-1*	*-3*	*2*	*1*	*1*	*3*	*2*	*-1*	*-4*	*0*	*0*
Dänemark	1985	23	13	23	13	16	13	9	2	28	47	6	8
	2005	22	9	21	14	20	14	12	2	28	43	6	9
	Differenz	*-1*	*-4*	*-2*	*1*	*4*	*1*	*3*	*0*	*0*	*-4*	*1*	*0*
Deutschland	1985	19	13	21	15	18	14	9	3	26	46	7	10
	2004	18	9	20	15	20	17	12	6	25	36	7	13
	Differenz	*-1*	*-4*	*0*	*1*	*1*	*3*	*3*	*3*	*-1*	*-9*	*1*	*3*
Finnland	1986	24	12	25	12	15	11	9	4	26	50	5	7
	2004	21	10	19	15	19	16	12	4	29	40	6	9
	Differenz	*-3*	*-3*	*-6*	*2*	*5*	*5*	*3*	*1*	*2*	*-9*	*2*	*2*
Frankreich	1985	26	11	22	11	17	13	5	5	15	62	5	9
	2005	23	10	21	14	17	16	8	8	15	52	6	11
	Differenz	*-4*	*-1*	*-1*	*3*	*0*	*3*	*3*	*3*	*0*	*-9*	*1*	*3*
Griechenland	1988	24	12	20	12	19	14	3	2	27	53	2	13
	2004	19	10	20	14	18	19	4	1	29	43	4	19
	Differenz	*-5*	*-2*	*1*	*2*	*-2*	*6*	*1*	*-1*	*2*	*-10*	*2*	*6*
Irland	1994	33	12	20	12	12	10	..	..	..	..	..	..
	2005	27	14	19	14	16	10	4	6	25	51	4	10
	Differenz	*-7*	*2*	*-1*	*2*	*4*	*0*	..	..	..	..	..	..
Island	2004	28	11	21	15	15	11	7	6	24	54	4	5
Italien	1984	23	13	22	14	17	11	2	1	29	54	2	12
	2004	17	9	22	15	18	18	5	1	34	40	5	16
	Differenz	*-6*	*-4*	*1*	*1*	*2*	*7*	*3*	*1*	*5*	*-15*	*3*	*4*
Japan	1985	27	9	23	14	17	10	3	1	26	58	1	12
	2003	18	7	17	12	21	24	4	2	28	37	4	26
	Differenz	*-8*	*-2*	*-5*	*-2*	*4*	*14*	*1*	*1*	*2*	*-21*	*3*	*14*
Kanada	1985	26	15	26	11	13	10	5	4	27	51	3	9
	2005	22	11	21	17	17	12	8	4	33	43	3	9
	Differenz	*-4*	*-4*	*-4*	*5*	*4*	*2*	*2*	*1*	*6*	*-9*	*0*	*0*
Korea	2005	25	9	24	17	15	10	3	3	30	53	2	8
Luxemburg	1986/87	23	13	23	14	16	12	4	2	29	53	4	8
	2004	22	10	24	15	16	13	8	2	29	47	4	11
	Differenz	*-1*	*-3*	*1*	*2*	*1*	*2*	*4*	*1*	*0*	*-7*	*0*	*2*
Mexiko	1984	50	14	18	7	7	4	1	3	6	84	0	7
	2004	38	14	22	11	10	6	1	4	13	71	1	10
	Differenz	*-12*	*0*	*5*	*3*	*3*	*2*	*1*	*2*	*7*	*-13*	*0*	*3*
Neuseeland	1985	31	14	23	11	13	9	4	5	21	59	4	7
	2003	26	11	21	14	15	12	5	6	26	50	4	9
	Differenz	*-4*	*-3*	*-1*	*4*	*1*	*3*	*1*	*1*	*5*	*-9*	*0*	*1*
Niederlande	1985	24	14	24	12	14	12	6	2	26	51	4	10
	2004	22	10	22	15	18	13	10	4	27	44	4	9
	Differenz	*-2*	*-4*	*-2*	*3*	*5*	*0*	*4*	*2*	*1*	*-7*	*0*	*0*

Tabelle 2.A1.1 *(Forts.)* **Bevölkerungsstruktur in ausgewählten OECD-Ländern**

		A. Nach Alter						B. Nach Haushaltstyp					
								Vorstand im Erwerbsalter				Vorstand im Rentenalter	
		0-17	18-25	26-40	41-50	51-65	>65	Ein Erwachsener, keine Kinder	Ein Erwachsener mit Kindern	Zwei Erwachsene, keine Kinder	Zwei Erwachsene mit Kindern	Ein Erwachsener	Zwei Erwachsene
Norwegen	1986	25	13	23	11	15	14	8	5	24	49	6	9
	2004	24	9	22	14	18	13	13	7	24	42	6	8
	Differenz	*-1*	*-3*	*-1*	*3*	*3*	*-1*	*5*	*2*	*0*	*-6*	*0*	*-1*
Österreich	1993	21	12	24	13	16	14	6	4	22	52	6	10
	2004	20	10	22	15	18	14	10	3	30	43	5	9
	Differenz	*-2*	*-2*	*-2*	*3*	*2*	*1*	*4*	*-1*	*9*	*-10*	*-1*	*-1*
Polen	2000	21	13	21	15	17	12	5	2	29	50	4	11
Portugal	1995	19	13	18	13	19	18	1	1	30	45	3	19
	2004	19	11	23	14	17	16	2	2	33	47	4	12
	Differenz	*0*	*-3*	*5*	*1*	*-2*	*-2*	*1*	*1*	*3*	*2*	*0*	*-7*
Schweden	1983	23	10	22	12	15	18	19	7	16	41	9	10
	2004	22	9	20	13	19	17	17	8	17	40	8	11
	Differenz	*-1*	*-1*	*-2*	*2*	*4*	*-1*	*-2*	*1*	*1*	*-1*	*-1*	*0*
Schweiz	2000	21	9	23	16	18	14	10	3	31	42	5	9
Slowak. Rep.	2004	20	15	20	16	18	11	3	2	32	49	5	8
Spanien	1995	21	14	23	13	16	14	2	1	20	66	2	10
	2004	18	11	25	15	16	16	3	1	37	42	3	14
	Differenz	*-3*	*-3*	*2*	*2*	*0*	*2*	*1*	*0*	*17*	*-24*	*2*	*4*
Tschech. Rep.	1995	23	13	19	16	16	12	4	4	24	55	4	9
	2004	18	11	23	13	21	14	5	4	27	48	4	12
	Differenz	*-6*	*-2*	*4*	*-3*	*5*	*2*	*1*	*1*	*3*	*-7*	*0*	*3*
Türkei	1984	42	14	20	9	11	4	0	1	13	79	0	6
	2004	35	13	23	13	11	5	1	1	18	72	0	8
	Differenz	*-8*	*-1*	*3*	*3*	*1*	*1*	*0*	*0*	*5*	*-7*	*0*	*2*
Ungarn	1995	24	12	21	13	15	15	3	3	28	52	4	10
	2005	20	11	20	12	21	15	5	2	37	43	5	8
	Differenz	*-3*	*0*	*-1*	*-1*	*6*	*0*	*2*	*-1*	*8*	*-8*	*1*	*-2*
Ver. Königreich	1985	26	11	22	11	16	13	5	4	23	53	5	10
	2005	22	10	21	14	18	14	7	7	32	39	5	10
	Differenz	*-4*	*-1*	*-1*	*3*	*2*	*2*	*3*	*3*	*9*	*-14*	*1*	*-1*
Ver. Staaten	1984	27	12	25	11	14	11	5	6	25	50	4	10
	2005	25	10	21	15	17	12	6	7	24	49	4	10
	Differenz	*-2*	*-2*	*-4*	*4*	*3*	*1*	*0*	*1*	*0*	*-1*	*0*	*0*
Durchschnitt	1985	26	12	22	12	15	12	5	3	24	54	4	10
	2005	23	10	21	14	17	14	7	4	27	46	5	11
	Differenz	*-4*	*-2*	*-1*	*2*	*2*	*2*	*2*	*1*	*3*	-9	*1*	*2*

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421247327266

Anmerkung: Durchschnitt aus 25 OECD-Ländern (ohne Island, Korea, Polen, die Schweiz und die Slowakische Republik) in Bezug auf die Bevölkerungsstruktur nach Alter; Durchschnitt aus 24 Ländern (zusätzlich ohne Irland) in Bezug auf die Bevölkerungsstruktur nach Haushaltstyp.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

TEIL II

Kapitel 3

Verdienst- und Einkommensungleichheit: Die Zusammenhänge verstehen*

Die Lohndisparitäten unter Vollzeitbeschäftigten haben in den letzten zwanzig Jahren zugenommen. Diese Disparitäten sind wesentlich größer, wenn man die persönlichen Erwerbseinkommen der Gesamtheit der Arbeitnehmer betrachtet, was sich durch Unterschiede bei der Zahl der geleisteten Jahresarbeitsstunden erklärt. Bei Betrachtung der Verteilung auf alle Personen im erwerbsfähigen Alter – ob sie einer Erwerbstätigkeit nachgehen oder nicht – ist die Konzentration der Erwerbseinkommen in den Haushalten während der letzten zehn Jahre weitgehend konstant geblieben, wohingegen sich die der Einkünfte aus Kapitalvermögen und selbstständiger Arbeit merklich erhöht hat.

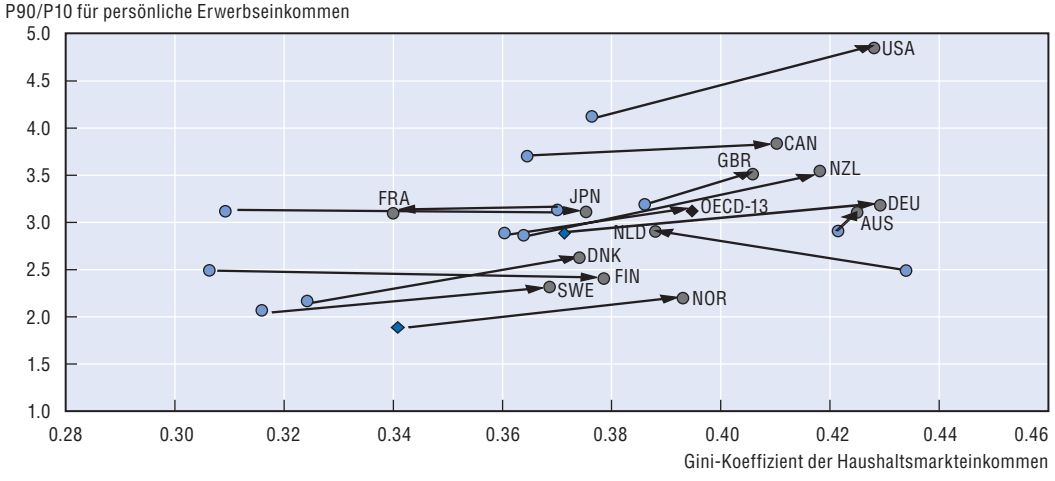
* Dieses Kapitel wurde von Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, und Aderonke Osikonimu, zurzeit an der Universität Freiburg, verfasst.

Einführung

Die Debatte über die Determinanten der Einkommensungleichheit dreht sich hauptsächlich um die Lohnspreizung sowie den Einfluss der technologischen Entwicklung, des Handels mit Niedriglohnländern und der Veränderungen der Arbeitsmarktbestimmungen auf die Erwerbseinkommen[1]. Diese Debatte bildet eine wesentliche Grundlage für jegliche Analyse der Entwicklung der Einkommensungleichheit: Die Erwerbseinkommen machen den größten Teil des Haushaltseinkommens aus und spielen mithin eine Schlüsselrolle im Hinblick auf Veränderungen der Einkommensdisparitäten. Allerdings ist der Zusammenhang zwischen Arbeitsverdiensten und Einkommensungleichheit komplex: Es sind viele Faktoren am Werk, die den Einfluss der Verdienstunterschiede auf die Verteilung der Haushaltseinkommen entweder kompensieren oder verstärken können[2]. Auf Grund der Vielfalt der ins Spiel kommenden Faktoren und der Unterschiede bei den Konzepten, Messgrößen und statistischen Quellen, die zu ihrer Beschreibung eingesetzt werden, können sich Veränderungen bei der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter Arbeitnehmern und Veränderungen beim Markteinkommen (Arbeitsverdienste plus Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit und Kapitalvermögen) unter der Bevölkerung gelegentlich in verschiedene Richtungen entwickeln. Obwohl in den meisten der in Abbildung 3.1 aufgeführten Länder die Veränderungen bei der Verteilung der Erwerbs- und der Markteinkommen während der letzten zehn Jahre parallel verliefen, gab es doch Ausnahmen, und selbst wenn sich beide Verteilungen konsistent entwickeln, bestehen Unterschiede bei der Stärke ihres Zusammenhangs[3].

Dieses Kapitel konzentriert sich auf die Beziehungen zwischen der Verteilung der persönlichen *Erwerbseinkommen* und der Verteilung der *Markteinkommen*, um die Rolle der Arbeitsmärkte als Bestimmungsfaktor für Veränderungen bei der Einkommensungleichheit unter Personen im erwerbsfähigen Alter aufzuzeigen. Wegen dieser Fokussierung lässt das Kapitel die Einkommensumverteilung durch Steuern und staatliche Transferleistungen außer Acht (diese Aspekte werden

Abbildung 3.1 **Veränderungen bei der Verteilung von persönlichen Erwerbseinkommen und Haushaltsmarkteinkommen**
Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421248507235

Anmerkung: Ungleichheit der Markteinkommen unter Personen im Erwerbsalter und Verdienstungleichheit unter Vollzeitbeschäftigten. Die Daten beziehen sich für alle Länder auf Mitte der 1990er und Mitte der 2000er Jahre.

Quelle: OECD Earnings database und Fragebogen zur Einkommensverteilung.

in Kapitel 4 behandelt) ebenso wie die qualitativ unterschiedlichen Faktoren, die für die Einkommensverteilung unter älteren Menschen maßgeblich sind. Nach einer Beschreibung der wichtigsten Merkmale der OECD-Verdienststatistiken (Kasten 3.1) gibt dieses Kapitel einen Überblick über die Entwicklung der Lohnungleichheit unter Vollzeitbeschäftigten und erörtert anschließend, wie die Zunahme von atypischen Beschäftigungsformen die Lohnungleichheit unter sämtlichen Arbeitnehmern beeinflusst hat. Danach werden einige Faktoren beschrieben, die ins Spiel kommen, wenn man von den persönlichen zu den Erwerbseinkommen der Haushalte und von diesen zu den Markteinkommen übergeht.

Kasten 3.1 **Konzeptuelle Merkmale der OECD-Statistiken über die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen**

Die von der OECD in ihrer *Earnings database* gesammelten komparativen Verdienststatistiken (vgl. Tabelle 3.A1.1, verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*) stammen aus unterschiedlichen Quellen: Erhebungen bei Einzelpersonen und Unternehmen, Verwaltungs- und Steuerregister. Die Daten beziehen sich auf Einzelpersonen im erwerbsfähigen Alter, die einer Vollzeitbeschäftigung nachgehen. Selbst wenn in allen OECD-Ländern auf die Vollzeitbeschäftigung der größte Anteil der Gesamtbeschäftigung entfällt, unterscheidet sich die in diesen Quellen angewandte Definition der Vollzeitbeschäftigung möglicherweise von der, die in Arbeitskräfteerhebungen verwendet wird. Diese Verdienstdaten sind generell vor Steuern ausgewiesen und beziehen sich auf die Gesamtwirtschaft, wobei es aber Ausnahmen gibt (d.h. in manchen Ländern werden die Beschäftigten in einigen Sektoren wie dem öffentlichen Dienst oder der Landwirtschaft u.U. nicht berücksichtigt). Die Daten betreffen zudem unterschiedliche Verdienstkonzepte (Stunden- und Wochenverdienste in den meisten Fällen, Jahres- und Monatsverdienste bei einigen Ländern) und umfassen verschiedene Elemente der Arbeitnehmervergütung. Auf Grund dieser Unterschiede sind Verdienstdaten, wie die von der OECD gesammelten, besser für eine Analyse von *Veränderungen* bei der Verdienstverteilung im Zeitverlauf geeignet als für einen Vergleich des *Niveaus* der Verdienstungleichheit zwischen den einzelnen Ländern (Atkinson, 2007)*.

Von diesen methodologischen Aspekten abgesehen, wird der Zusammenhang zwischen der Verdienst- und Einkommensverteilung durch grundlegendere konzeptuelle Unterschiede beeinflusst. Der wichtigste davon betrifft die Analyseeinheit, die in den einzelnen Fällen verwendet wird (Saunders, 2005). Die Messgrößen der Verdienstungleichheit beziehen sich auf die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter *Arbeitnehmern*. Im Gegensatz dazu beziehen sich die Messgrößen der Einkommensungleichheit – selbst wenn die Analyse auf die Personenebene abstellt – auf den *Haushalt* als Basiseinheit, innerhalb der das Einkommen zusammengelegt und unter den Mitgliedern aufgeteilt wird. Dies impliziert, dass alle Personen berücksichtigt werden, unabhängig von ihrem Alter und ihrem Erwerbsstatus, und jedem von ihnen das (äquivalenzgewichtete) Einkommen des Haushalts zugewiesen wird, in dem sie leben. Dieser Unterschied ist besonders wichtig für das Verständnis des Zusammenhangs zwischen der Verdienst- und Einkommensverteilung, da Letztere dadurch beeinflusst wird, wie die Arbeitnehmer ihre Erwerbseinkommen innerhalb der Haushalte zusammenlegen und die Beschäftigungschancen unter Haushalten mit anderen Merkmalen verteilt sind.

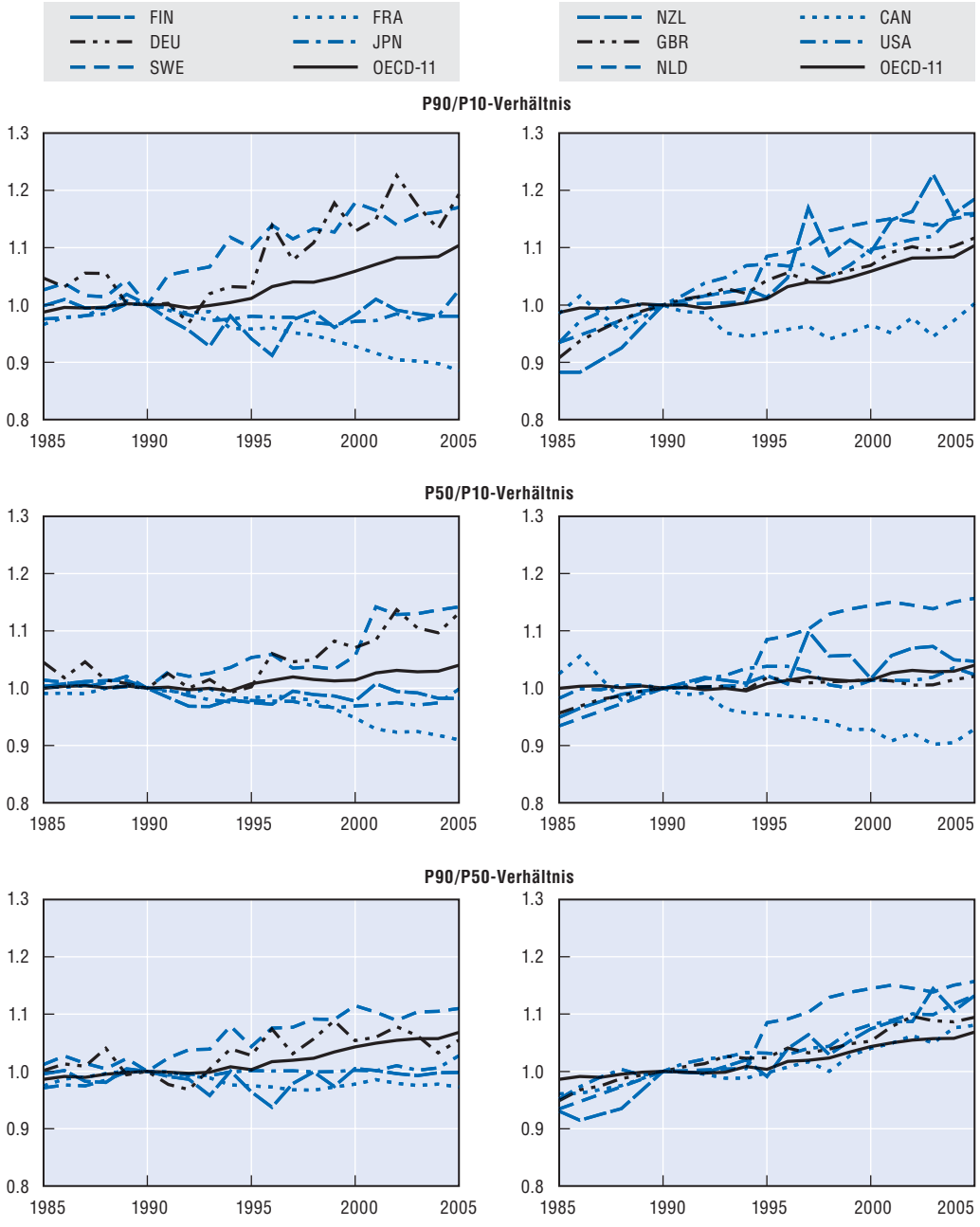
* Vergleichbarkeitsprobleme gibt es zwar auch bei Informationen über die Verteilung der Haushaltseinkommen, doch sind diese weniger gravierend als im Fall der Verdienste. Wegen einer Beschreibung dieser Probleme vgl. Anhang 1.A1 in Kapitel 1.

Wichtigste Muster bei der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen von Vollzeitbeschäftigten

Die Veränderungen der Arbeitsmarktbedingungen während der letzten Dekaden haben die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen in allen OECD-Ländern erheblich beeinflusst. Die zahlreichen Studien, die diese Phänomene zu erklären suchten, konzentrierten sich in der Regel auf vollzeitbeschäftigte Männer, da sie den größten Anteil an der Gesamtbeschäftigung stellen (Gottschalk und Danziger, 2005). Abbildung 3.2 zeigt, dass sich das Verteilungsspektrum bei den persönlichen Erwerbseinkommen – gemessen an den Dezilverhältnissen – für vollzeitbeschäftigte

Abbildung 3.2 **Trendmäßige Entwicklung der Lohnspreizung unter vollzeitbeschäftigten Männern**

Index 1990 = 1.0



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421347778834

Anmerkung: Es werden drei Messungen der Lohnspreizung gezeigt: Der obere Abbildungsteil bezieht sich auf die Verteilung insgesamt (d.h. das Verhältnis zwischen dem oberen Ende des 9. Dezils und dem des 1. Dezils), der mittlere Teil auf die untere Hälfte der Verteilung (das Verhältnis der Medianverdienste zum oberen Ende des 1. Dezils) und der untere Abbildungsteil auf die obere Hälfte der Verteilung (das Verhältnis zwischen dem oberen Ende des 9. Dezils und den Medianverdiensten). Die Löhne und Gehälter von Vollzeitbeschäftigten sind in allen Ländern vor Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen ausgewiesen, außer in Frankreich, wo die von den Arbeitnehmern entrichteten Sozialversicherungsbeiträge ausgeklammert sind. Die Daten für einige Länder wurden wegen fehlender Beobachtungen interpoliert. OECD11 umfasst Deutschland, Finnland, Frankreich, Japan, Kanada, Neuseeland, Niederlande, Schweden, Vereinigtes Königreich und Vereinigte Staaten sowie Korea (oben nicht abgebildet).

Quelle: OECD Earnings database.

Männer in den meisten OECD-Ländern stark ausgeweitet hat. Im Durchschnitt nahm die Lohnspreizung in den 11 OECD-Ländern, für die ab 1985 Informationen vorliegen, seit 1990 um rd. 10% zu, wobei der Großteil dieses Anstiegs seit 1995 eingetreten ist. Wenngleich diese Ausweitung beide Hälften der Verteilung betraf, ist sie am oberen Ende (mit einem Anstieg von P90/P50 um 7% seit 1990) doch ausgeprägter als am unteren Ende (mit einem Anstieg von P50/P10 um 4% seit 1990).

Hinter dieser durchschnittlichen Zunahme der Lohnspreizung verbergen sich jedoch erhebliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern. Während es in Deutschland, Neuseeland, den Niederlanden, Schweden und den Vereinigten Staaten zu einer starken und stetigen Vergrößerung der Streuung der Löhne von vollzeitbeschäftigten Männern kam, war in Finnland, Frankreich, Japan und Kanada eine weitgehend stabile Entwicklung oder eine Verringerung der Disparitäten zu beobachten[4]. Diese großen zwischen den Ländern im Hinblick darauf bestehenden Unterschiede, wie sich die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen im Zeitverlauf insgesamt verändert hat, erklären sich hauptsächlich aus einer stärkeren Variation bei den Trends in der unteren und weniger in der oberen Hälfte der Verteilung: Das P50/P10-Verhältnis sank in Finnland, Frankreich, Japan und Kanada, während es sich im Vereinigten Königreich und in den Vereinigten Staaten moderat und in Deutschland stärker (um über 15%) erhöhte. Demgegenüber war die Ausweitung in der oberen Hälfte der Einkommenshierarchie ein in allen Ländern außer Frankreich und Finnland zu beobachtendes Phänomen, wobei in Neuseeland und den Vereinigten Staaten eine Zunahme um über 13% verzeichnet wurde. Selbst diese Werte dürften die Ausweitung im obersten Bereich der Verteilung noch unterzeichnen, da die OECD-Verdienststatistiken einen großen und wachsenden Anteil der Vergütungspakete von besser bezahlten Arbeitskräften nicht erfassen[5].

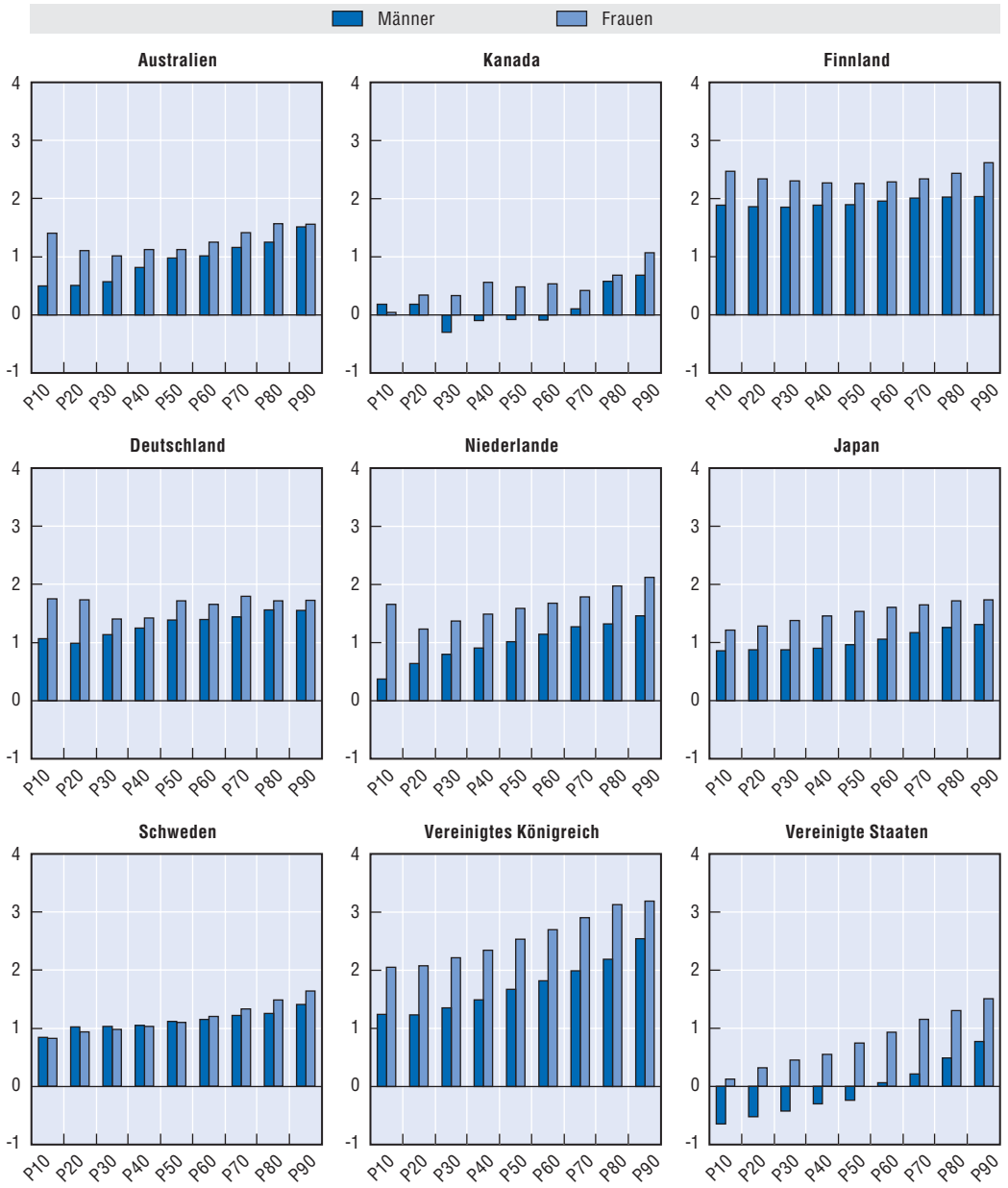
Für vollzeitbeschäftigte Frauen sind die Trends der Verdienstungleichheit im Allgemeinen volatiler als für Männer. In den elf OECD-Ländern, für die Daten über die Erwerbseinkommen ab 1985 vorliegen, ist das P90/P10-Verhältnis seit 1990 um 11% gestiegen, im Vergleich zu 10% für Männer, wobei sich der Großteil des Anstiegs in der oberen Hälfte der Verteilung abspielte (so erhöhte sich das P90/P50-Verhältnis seit 1990 um 8%, während das P50/P10-Verhältnis um 3% zunahm)[6]. Im Ländervergleich hat die Lohnstreuung bei vollzeitarbeitenden Frauen in Schweden, den Vereinigten Staaten und dem Vereinigten Königreich zugenommen, während sie in Finnland und Frankreich weitgehend konstant geblieben ist oder abgenommen hat.

Zusätzliche Faktoren kommen ins Spiel, wenn man die Veränderungen bei der Verteilung der Erwerbseinkommen für *sämtliche Vollzeitbeschäftigte* unabhängig von deren Geschlecht betrachtet. Generell sind diese Veränderungen deutlich geringer als jene, die für Männer und Frauen separat verzeichnet werden. Im Durchschnitt der elf OECD-Länder, für die ab 1985 geschlechtsspezifische Verdienstdaten vorliegen, hat sich das P90/P10-Verhältnis seit 1990 um 7% erhöht, was rund zwei Drittel des Werts entspricht, der für Männer und Frauen separat beobachtet wurde[7]. Dies ist vor allem durch die Reduzierung des Lohngefälles zwischen den Geschlechtern bedingt (den Unterschied beim Medianverdienst zwischen vollzeitbeschäftigten Männern und Frauen), die zu einer Verkleinerung des Abstands zwischen den beiden Verteilungen geführt und die Erhöhung des Frauenanteils unter allen vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern mehr als kompensiert hat, denn wäre das Lohngefälle zwischen den Geschlechtern konstant geblieben, hätte diese Entwicklung das untere Ende der Gesamtverteilung „aufgebläht“[8]. Wie bei der separaten Betrachtung von Männern und Frauen wurde die Ausweitung der Lohnstreuung für Vollzeitbeschäftigte durch eine stärkere Lohnspreizung in der oberen Hälfte bestimmt.

Die größere Lohndifferenzierung ist das Resultat von Unterschieden beim Tempo des Lohnwachstums für Arbeitnehmer an verschiedenen Punkten der Verteilung. Eine Rolle spielt aber auch, ob diese Differenzen auf *Reallohnzuwächse* für besser bezahlte Arbeitnehmer zurückzuführen sind, die die von geringer entlohnten Arbeitnehmern übersteigen, oder umgekehrt auf *Reallohneinbußen* für Arbeitnehmer am unteren Ende der Verteilung. Abbildung 3.3 lässt einige deutliche Unterschiede in Bezug auf das Reallohnwachstum für Vollzeitbeschäftigte in den einzelnen Dezilen erkennen, und zwar sowohl zwischen Männern und Frauen als auch zwischen Ländern. In allen Ländern erfuhren Frauen am unteren Ende der Verteilung ein stärkeres Lohnwachstum als Männer, während die Unterschiede nach Geschlecht am oberen Ende kleiner sind. In den Vereinigten Staaten erlitten vollzeitbeschäftigte Männer in der unteren Hälfte der Verteilung im Zeitraum 1980-2005 Reallohneinbußen, während Arbeitnehmer im mittleren Bereich der Verteilung in Kanada seit 1997 ebenfalls Realeinbußen hinnehmen mussten.

Abbildung 3.3 **Reallohnwachstum für vollzeitbeschäftigte Männer und Frauen nach Dezil, 1980-2005**

Jahresdurchschnittliche Zuwachsrate, in Prozent



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421373283813

Anmerkung: Jährliche Zuwachsraten über den Zeitraum 1980-2005 für Australien, Japan und die Vereinigten Staaten; 1980-2004 für Deutschland, Finnland und Schweden; 1980-2003 für das Vereinigte Königreich; 1985-2005 für die Niederlande; und 1997-2005 für Kanada. Die nominalen Verdienstdaten werden mit dem Verbraucherpreisindex deflationiert.

Quelle: OECD Earnings database.

Verdienstverteilung unter allen Arbeitnehmern: die Bedeutung atypischer Beschäftigungsformen

Die Veränderungen bei der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter *sämtlichen Arbeitnehmern* spiegeln neben den Faktoren, die sich auf die Verteilung unter Vollzeitbeschäftigten auswirken, den Einfluss einiger zusätzlicher Faktoren wider. Dazu gehören Unterschiede in Bezug auf die Arbeitsstunden und die Lohnsätze anderer Arbeitskräftekategorien, wie z.B. Teilzeitbeschäftigte und Personen in atypischen Beschäftigungsverhältnissen, die in den oben verwendeten OECD-Verdienstdaten nicht erfasst werden.

Die Bedeutung atypischer Beschäftigungsformen hat in den letzten Jahren zugenommen, in den einzelnen Ländern allerdings in unterschiedlichem Maße. Zum Beispiel ist der Anteil der Teilzeitbeschäftigung an der Gesamtbeschäftigung seit Mitte der 1990er Jahre im OECD-Raum insgesamt weitgehend konstant geblieben (er lag 2006 bei 16%), hat in Deutschland, Spanien und Korea aber stark zugelegt (OECD, 2007a). Ebenso hat sich die Inzidenz der befristet Beschäftigten (Zeitarbeitnehmer, Arbeitnehmer auf Abruf, Saisonarbeitskräfte, Arbeitnehmer mit befristeten Arbeitsverträgen von einem Jahr oder weniger) im Durchschnitt nur geringfügig erhöht (von knapp über 10% im Jahr 1985 auf rd. 12% im Jahr 2000), jedoch viel stärker in Spanien, Italien und Irland (OECD, 2002)[9]. Neben diesen beiden Arbeitskräftekategorien werden einige Arbeitnehmer in atypischen Beschäftigungsverhältnissen wahrscheinlich als selbstständig eingestuft und erscheinen somit nicht in den Verdienststatistiken.

Da Teilzeitbeschäftigte weniger Stunden pro Woche arbeiten und viele Kategorien von befristet Beschäftigten weniger Wochen pro Jahr erwerbstätig sind, weitet sich bei Einbeziehung atypischer Beschäftigungsformen die Verteilung der Jahreserwerbseinkommen unter allen Arbeitnehmern erheblich aus. Dies legt den Schluss nahe, dass die Arbeitnehmer am unteren Ende der Verteilung der Jahreserwerbseinkommen in der Regel diejenigen sind, die weniger Jahresarbeitsstunden aufweisen, weil sie entweder teilzeitbeschäftigt oder nur für einen Teil des Jahres vollzeitbeschäftigt sind (vgl. auch Burniaux, 1997)[10]. Dies ist kein Grund zu Besorgnis, wenn Teilzeitarbeit oder unständige Beschäftigung „freiwillig gewählt" wird: Atypische Arbeitsplätze bieten den Betreffenden häufig die Möglichkeit, ihre Erwerbstätigkeit flexibel zu gestalten und ihren diversen Lebensstilen besser anzupassen. Indessen deuten die Erhebungen auch darauf hin, dass viele Teilzeitbeschäftigte lieber mehr Stunden arbeiten würden, wenn geeignete Arbeitsplätze verfügbar wären, und der Anteil dieser unfreiwillig Teilzeitbeschäftigten (rd. 16% der Teilzeitbeschäftigung im Jahr 2005 für den OECD-Raum insgesamt) ist heute rd. dreimal größer als 1985 (OECD, 2007a)[11].

Neben den Unterschieden bei den geleisteten Arbeitsstunden beziehen Arbeitnehmer in atypischen Beschäftigungsverhältnissen in der Regel auch einen geringeren Stundenlohn. Mitte der 1990er Jahre betrug der Stundenlohn von Teilzeitbeschäftigten rd. 25% weniger als für Vollzeitbeschäftigte (OECD, 1999) und der Abstand zwischen befristet Beschäftigten und fest angestellten Arbeitskräften bewegte sich bei einer Stichprobe europäischer Länder Ende der 1990er Jahre in einer ähnlichen Größenordnung (OECD, 2002). Zwar reflektieren diese Lohnunterschiede z.T. die unterschiedlichen Merkmale der betreffenden Arbeitnehmer (z.B. Alter, Betriebszugehörigkeit und Qualifikationen) und der sie beschäftigenden Unternehmen (z.B. Größe und Wirtschaftszweig), doch bleibt nach Berücksichtigung dieser Merkmale immer noch ein Lohnnachteil, der mit der Ausübung einer befristeten oder Teilzeitbeschäftigung verbunden ist (OECD, 1999 und 2002)[12]. Außerdem klammern die Verdienststatistiken für Vollzeitkräfte in manchen Ländern, wie Japan und Korea, alle Personen in nichtregulären Beschäftigungsverhältnissen aus, selbst wenn die von ihnen geleisteten Arbeitsstunden mit denen von regulären Arbeitnehmern vergleichbar sind. In diesen beiden Ländern erhalten Arbeitnehmer in nichtregulären Beschäftigungsverhältnissen zwischen 40% und 60% weniger Stundenlohn als reguläre Arbeitnehmer, ein Gefälle, das sich nicht allein durch Produktivitätsunterschiede erklären lässt (OECD, 2006 und 2007b). Abgesehen von den Unterschieden bei den Lohnsätzen hat ein Großteil dieser Arbeitnehmer auch kein Anrecht auf Zusatzleistungen und Sicherheiten, was ein größeres Gefälle bei der tatsächlichen Vergütung impliziert.

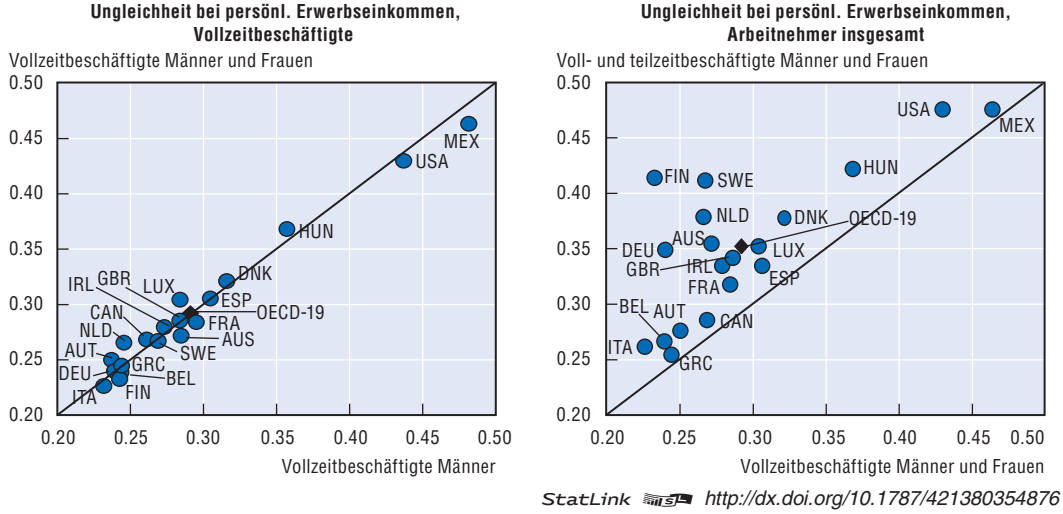
Zur Veranschaulichung der Bedeutung von atypischen Beschäftigungsformen für die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen kann z.B. untersucht werden, wie sich eine typische Messgröße der Ungleichheit verändert, wenn die Erfassung der Verdienstdaten von Vollzeitbeschäftigten auf alle Arbeitnehmer ausgedehnt wird. Abbildung 3.4 zeigt Schätzungen des Gini-Koeffizienten für persönliche Erwerbseinkommen, die auf Mikrodaten aus der Luxemburger Einkommensstudie für 19 OECD-Länder um das Jahr 2000 basieren. Im linken Teil der Abbildung ist dargestellt, wie sich die Ungleichverteilung der *persönlichen Erwerbseinkommen* für jedes Land verändert, wenn man von vollzeitbeschäftigten Männern (horizontale Achse) zu sämtlichen Vollzeitkräften ungeachtet ihres Geschlechts (vertikale Achse) übergeht; dem rechten Abbildungsteil ist zu entnehmen, wie sich die Ungleichverteilung der persönlichen Erwerbseinkommen verändert, wenn man von sämtlichen Vollzeitkräften (horizontale Achse) zu allen Arbeitnehmern, ob sie voll- oder teilzeitbeschäftigt sind (vertikale Achse), übergeht. Zwei wichtige Muster gehen aus Abbildung 3.4 hervor:

- Erstens bestehen im Ländervergleich große Differenzen bei der Verteilungsbreite der persönlichen Erwerbseinkommen unter vollzeitbeschäftigten Männern, wobei die Gini-Koeffizienten von etwa 0,45 in Mexiko und den Vereinigten Staaten bis zu Werten unter 0,25 in Italien, Österreich, Deutschland, Finnland, Belgien und Griechenland reichen. Demgegenüber hat die Berücksichtigung von vollzeitbeschäftigten Frauen nur einen geringen Effekt auf die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter sämtlichen Vollzeitkräften, mit einer leichten Ausdehnung in den meisten Ländern und einer leichten Verengung in Mexiko, Australien, Finnland und den Vereinigten Staaten[13].

- Zweitens nimmt die Streuung der persönlichen Erwerbseinkommen erheblich zu, wenn Teilzeitbeschäftigte berücksichtigt werden. Im Durchschnitt übertrifft der Gini-Koeffizient für die persönlichen Erwerbseinkommen aller Arbeitnehmer den für Vollzeitkräfte gemessenen Koeffizienten um 0,06 Prozentpunkte (d.h. ein Anstieg um 20%), wobei stärkere Zunahmen in Finnland, Schweden, Deutschland sowie den Niederlanden und weniger bedeutende in Griechenland und Mexiko festzustellen sind. Darüber hinaus ist die Ausweitung der Lohnspreizung, die sich bei Einbeziehung von Teilzeitbeschäftigten ergibt, im Ländervergleich dort größer, wo unter Vollzeitkräften eine engere Streuung besteht, was die Vermutung nahe legt, dass die engere Verteilung die Verbreitung von Teilzeitbeschäftigung in mehreren Ländern gefördert hat.

Abbildung 3.4 **Ungleichverteilung der persönlichen Erwerbseinkommen bei Betrachtung der Vollzeitbeschäftigten und der Arbeitnehmer insgesamt**

Gini-Koeffizienten um 2000



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421380354876

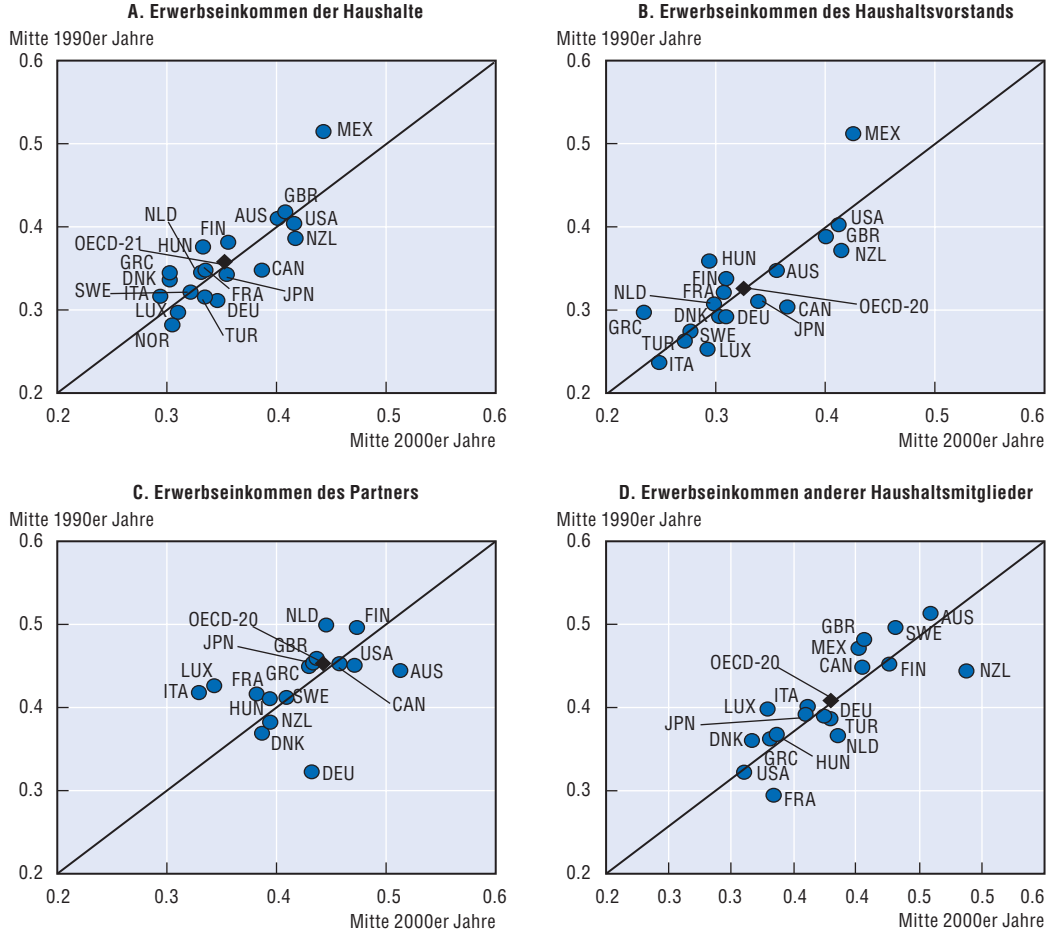
Anmerkung: Die Gini-Koeffizienten beziehen sich auf Personen, die Haushalten mit einem Vorstand zwischen 18 und 65 Jahren angehören. Die Daten beziehen sich auf das Jahr 2000, außer für Australien (2001), die Niederlande, Ungarn und das Vereinigte Königreich (1999).
Quelle: Luxemburger Einkommensstudie.

Vom persönlichen Erwerbseinkommen zum Erwerbseinkommen der Haushalte: Welche Faktoren kommen ins Spiel?

Wenn statt der persönlichen die Erwerbseinkommen der Haushalte betrachtet werden sollen, muss die Analyse auf sämtliche Personen ausgeweitet und untersucht werden, wie sie ihre Erwerbseinkommen mit den anderen Haushaltsmitgliedern zusammenlegen und aufteilen, und wie sich die Erwerbstätigkeit auf die einzelnen Personen verteilt. Diese beiden Faktoren sind wichtig, die Bewertung ihrer Rolle hängt jedoch davon ab, wie die Haushalte ohne Erwerbseinkommen in die Analyse integriert und wie die Personen „eingestuft" werden (d.h. auf der Basis des Bruttoerwerbseinkommens der Haushalte oder des Einkommens, das ihnen „letztlich" zur Verfügung steht).

Eine summarische Messgröße der Verdienstungleichheit in den Haushalten ist der Konzentrationskoeffizient der Erwerbseinkommen der Haushalte für sämtliche Personen – ob sie erwerbstätig sind oder nicht (berechnet auf der Basis von gruppierten Daten im OECD-Fragenbogen zur Einkommensverteilung)[14]. Für die meisten OECD-Länder war diese Messgröße der Verdienstungleichheit in den Haushalten (in Teil A von Abb. 3.5) über die zehn Jahre bis Mitte der 2000er Jahre

Abbildung 3.5 **Konzentration der Haushaltserwerbseinkommen nach Einkommensbezieher**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421383351035

Anmerkung: Der Konzentrationskoeffizient wird genauso berechnet wie der Gini-Koeffizient, wobei der einzige Unterschied darin besteht, dass die Betreffenden nicht nach dem Wert ihres Erwerbseinkommens eingestuft werden, sondern vielmehr nach dem ihres äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommens. Die Konzentrationskoeffizienten werden auf der Basis von gruppierten Daten für die durchschnittlichen Erwerbseinkommen der Haushalte in jedem Einkommensdezil ermittelt. Die Daten beziehen sich in allen Ländern auf Bruttoerwerbseinkommen (d.h. vor Steuern), außer in Griechenland, Mexiko, Polen, der Türkei und Ungarn, wo sie nach Steuern gemessen werden.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

recht konstant, wobei signifikante Steigerungen in Deutschland, Kanada, Neuseeland und Norwegen und Rückgänge in Mexiko sowie in geringerem Maße in Griechenland, Ungarn, Dänemark, Finnland und Italien zu beobachten waren. Die großen Differenzen zwischen den einzelnen Ländern bei dieser in Abbildung 3.5 dargestellten Messgröße erklären sich z.T. aus Unterschieden bei den Verdienstmessungen (d.h. ob das Erwerbseinkommen vor oder nach Steuern gemessen wird). Selbst wenn die Analyse auf Länder beschränkt wird, die Verdienstdaten vor Steuern angeben, sind die im Ländervergleich festzustellenden Differenzen nach wie vor groß, wobei die Werte von 0,40 oder mehr in den Vereinigten Staaten, Neuseeland, dem Vereinigten Königreich und Australien bis rd. 0,30 in Dänemark, Schweden, Norwegen, Griechenland, Italien und Luxemburg reichen.

Unterschiede bei der Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen treten zwischen den Ländern auch zu Tage, wenn man die Erwerbseinkommen des Haushaltsvorstands, der Partner und anderer Haushaltsmitglieder separat betrachtet (Teil B, C und D der Abb. 3.5). Mitte der 2000er Jahre waren die Erwerbseinkommen der Partner erheblich stärker konzentriert als die der Haushaltsvorstände (mit einem Konzentrationskoeffizienten, der im Durchschnitt ein Drittel höher war) und das Gleiche traf in geringerem Maße auf die Erwerbseinkommen anderer Haushaltsmitglieder zu (wo die Ungleichheit um rund ein Fünftel höher war). Während die größere Ungleichverteilung bei den Erwerbseinkommen der Partner eine Reihe von Faktoren widerspiegelt, die in Kasten 3.2 beschrieben sind, erklären sich die Unterschiede zwischen den Ländern in Bezug auf das Ausmaß dieser Ungleichheiten z.T. aus der jeweiligen Inzidenz von Doppelverdienerhaushalten. Das verdeutlicht der wesentlich größere Abstand zwischen den Gini-Koeffizienten für die Erwerbseinkommen der Partner und die der Haushaltsvorstände in Ländern, wo der Anteil der Personen in Doppelverdienerhaushalten kleiner ist (wie der Türkei und Griechenland). Die Unterschiede im Ländervergleich sind ebenfalls beträchtlich, wenn man die *Veränderungen* bei der Ungleichverteilung der Arbeitsverdienste unter diesen verschiedenen Arten von Erwerbseinkommen betrachtet: In Deutschland z.B. ist bei den Erwerbseinkommen der Partner eine wesentlich stärkere Konzentration eingetreten als bei denen der Haushaltsvorstände, während im Vereinigten Königreich die geringere Ungleichheit bei den Erwerbseinkommen der Partner und anderer Haushaltsmitglieder von einem leichten Anstieg der Ungleichheit bei den Haushaltsvorständen begleitet wurde. Somit ergibt sich nur eine schwache Korrelation zwischen Veränderungen bei der Verdienstungleichheit der Haushaltsvorstände auf der einen und der Verdienstungleichheit der Partner sowie der übrigen Haushaltsmitglieder auf der anderen Seite.

Woran liegt es, dass die Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen weitgehend stabil geblieben ist, wo die Ungleichheit bei den persönlichen Erwerbseinkommen unter Arbeitnehmern doch zugenommen hat? Ein Faktor ist die Veränderung der Beschäftigung und ihrer Verteilung unter den einzelnen Haushalten. In den zehn Jahren bis Mitte der 2000er Jahre sanken die Nichtbeschäftigungsquoten im Durchschnitt sowie in den meisten OECD-Ländern, insbesondere in Spanien, Irland und Finnland, wohingegen sie in mehreren osteuropäischen Ländern und in der Türkei gestiegen sind (Tabelle 3.1). Die Abnahme des Anteils an Nichterwerbsbeteiligten betraf jedoch hauptsächlich Personen mit mittlerem Bildungsniveau, während solche mit niedrigeren Bildungsabschlüssen einen Rückgang ihrer Beschäftigungsniveaus verzeichneten[15]. Außerdem ging der durchschnittliche Rückgang bei den Nichtbeschäftigungsquoten nicht mit einer entsprechenden Reduzierung des Anteils der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen einher; die Länder mit dem stärksten Rückgang bei den Nichtbeschäftigungsquoten weisen in der Regel größere Verringerungen beim Anteil an Erwerbslosenhaushalten auf, aber der Zusammenhang zwischen den beiden Variablen ist nicht stark und es gibt mehrere Ausnahmen[16]. In den zehn Jahren bis 2005 war in den Ländern, die einen größeren Rückgang bei Erwerbslosenhaushalten verzeichneten, ebenfalls eine geringere Konzentration bei den Erwerbseinkommen der Haushalte festzustellen (Abb. 3.6, linker Teil). Desgleichen kam es in Ländern, wo der Anteil der Personen in Doppelverdienerhaushalten am stärksten zugenommen hat, auch zu einem bedeutenderen Rückgang der Ungleichheit bei den Erwerbseinkommen der Partner. Die großen Unterschiede bei den Erfahrungen der einzelnen Ländern legen jedoch den Schluss nahe, dass neben dem Zugang zu Beschäftigung noch andere Faktoren am Werk waren[17].

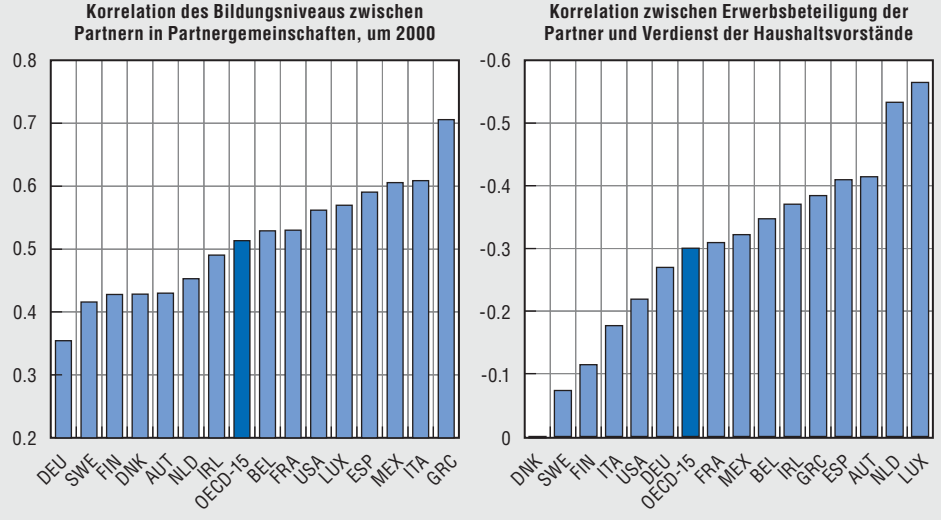
Um die Bedeutung der verschiedenen für die Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen maßgeblichen Faktoren hervorzuheben, kann untersucht werden, wie sich die Ungleichheit verändert, wenn die Verdienstdaten in mehreren Schritten, von den einzelnen Arbeitnehmern auf sämtliche

Kasten 3.2 **Woraus erklärt sich die größere Ungleichheit bei den Erwerbseinkommen der Partner im Vergleich zu denen der Haushaltsvorstände?**

Zwei sich z.T. gegenseitig kompensierende Faktoren sind mit ausschlaggebend für die Verteilung der Erwerbseinkommen der Partner im Vergleich zu der der Haushaltsvorstände:

- Der erste spiegelt die Merkmale des Heiratsmarkts wider, insbesondere das Ausmaß, in dem Partner mit höherem Bildungsniveau (und höherem Verdienstpotenzial) mit Haushaltsvorständen, die ähnliche Eigenschaften aufweisen, eine Partnerschaft eingehen (ein Phänomen, das auch als „Homogamie" bezeichnet wird). Viele Forschungsarbeiten haben die Bedeutung der Homogamie für die Vereinigten Staaten belegt (z.B. Juhn und Murphy, 1997), wo die wachsende Tendenz bei Personen mit höherem Bildungsniveau, untereinander zu heiraten, mit der zunehmenden Schwierigkeit für Frauen mit geringerem Bildungsniveau (insbesondere aus ethnischen Minderheiten) einhergeht, einen passenden Partner zu finden (Mare, 2000). Die Auswirkungen der Homogamie beschränken sich nicht auf die Einkommensverteilung, und dieses Phänomen tritt nicht nur in den Vereinigten Staaten auf: Der linke Teil der nachstehenden Abbildung zeigt eine positive Korrelation (von durchschnittlich 50%) zwischen dem Bildungsniveau der Partner in Partnergemeinschaften (mit einem Haushaltsvorstand zwischen 18 und 65 Jahren), wobei höhere Werte in den Vereinigten Staaten, Mexiko und den südeuropäischen Ländern festzustellen sind (wo die Einkommensungleichheit überdurchschnittlich hoch ist) und niedrigere in den nordischen Ländern und in Kontinentaleuropa (mit unterdurchschnittlicher Einkommensungleichheit).
- Der zweite Faktor betrifft die Wahrscheinlichkeit, mit der Partner, die mit besser verdienenden Haushaltsvorständen (bei einem gegebenen Bildungsniveau) verheiratet sind, am Arbeitsmarkt teilnehmen. Für Paare mit einem erwerbstätigen Haushaltsvorstand lässt der rechte Teil der nachstehenden Abbildung erkennen, dass in allen Ländern außer Dänemark die Partner eher eine Erwerbstätigkeit aufnehmen, wenn das Erwerbseinkommen des Vorstands niedrig ist, als wenn es hoch ist. Dieser Befund gilt auch dann noch, wenn man das Bildungsniveau der Partner berücksichtigt, da unter Annahme sonst gleicher Bedingungen die Erwerbsbeteiligung mit dem Bildungsniveau zunimmt. Dies lässt darauf schließen, dass viele Haushalte mit geringerem „Verdienstpotenzial" diesen Nachteil dadurch ausgleichen, dass beide Partner einer Erwerbstätigkeit nachgehen.

Wenngleich diese Faktoren in entgegengesetzte Richtungen wirken, legen die oben dargelegten Befunde doch den Schluss nahe, dass die Erwerbseinkommen der Partner auf Grund der Homogamie und des höheren Bildungsniveaus der Partner zu einer breiteren Streuung der Haushaltseinkommen beitragen.



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421541777254

Anmerkung: Die Berechnungen basieren auf Personen, die Haushalten mit einem Vorstand zwischen 18 und 65 Jahren angehören. Die Daten beziehen sich auf das Jahr 2000, außer für die Niederlande und Ungarn (1999). Die im rechten Teil gezeigten Werte sind partielle Korrelationskoeffizienten, d.h. sie wurden nach Berücksichtigung des Bildungsniveaus beider Partner berechnet.
Quelle: Luxemburger Einkommensstudie.

Tabelle 3.1 **Nichtbeschäftigungsquoten und Anteil der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen**

	Nichtbeschäftigungsquote								Anteil der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen	
	Insgesamt		Niedriges Bildungsniveau		Mittleres Bildungsniveau		Hohes Bildungsniveau			
	Stand 2005	Veränd. in Prozentp. seit 1995	Stand 2005	Veränd. in Prozentp. seit 1997	Stand 2005	Veränd. in Prozentp. seit 1997	Stand 2005	Veränd. in Prozentp. seit 1997	Stand um 2005	Veränd. in Prozentp. seit 1995
Australien	28.4	-5.6	40.6	-3.2	21.6	-4.3	15.9	-0.9	14.2	-1.8
Belgien[1]	39.0	-5.2	59.6	-0.1	34.5	-2.3	17.2	-0.2	18.6	-2.2
Dänemark	24.5	-3.1	41.4	..	21.4	..	13.8	..	9.2	-0.5
Deutschland	34.5	-1.0	57.7	-2.2	30.7	-1.3	17.3	-1.1	19.4	4.2
Finnland	32.0	-8.0	54.2	0.1	28.0	-6.1	15.8	-2.6	7.3	0.3
Frankreich[1]	37.7	-3.9	52.6	-3.0	31.9	-0.7	23.4	0.1	11.6	-3.1
Griechenland	39.7	-6.2	49.5	-0.8	39.2	-6.9	18.9	-2.3	6.5	-3.1
Irland[1]	32.9	-15.3	50.5	-7.0	26.9	-10.9	14.5	-6.8	11.7	..
Island	..	..	..	..	..	..	..	..	2.1	2.1
Italien	42.5	-5.9	54.1	..	33.4	..	21.5	..	9.6	-2.3
Japan	30.7	0.0	..	..	33.8	1.5	26.1	0.0	5.1	1.1
Kanada	27.5	-5.4	49.8	-3.5	25.9	-2.6	18.5	-1.0	6.2	-0.5
Korea	36.3	-0.9	49.9	4.8	36.2	1.7	23.6	3.2	5.5	..
Luxemburg	36.4	-3.4	49.5	..	37.0	..	17.5	..	7.1	-2.2
Mexiko	40.4	-0.9	42.6	1.5	36.2	-0.4	29.2	2.4	3.8	0.4
Neuseeland	25.4	-6.6	40.0	-5.1	23.0	-1.2	16.2	-3.4	9.3	-3.5
Niederlande	28.9	-7.2	41.6	..	22.6	..	14.6	..	9.1	-1.7
Norwegen	24.8	-3.0	42.8	3.8	19.8	-2.0	12.9	-0.1	13.1	1.8
Österreich	31.4	-0.4	52.8	1.8	26.6	1.0	15.8	0.9	11.0	-1.8
Polen	47.0	5.3	76.9	12.4	43.1	10.0	18.7	5.2	14.0	..
Portugal[1]	32.5	-3.4	34.3	..	36.9	..	14.4	..	5.9	-1.0
Schweden	26.1	-2.4	47.5	4.3	21.5	-3.6	14.0	-3.4	6.2	-0.8
Schweiz	22.8	-1.6	57.8	20.3	22.8	2.3	10.3	-0.8	5.9	..
Slowak. Rep.	42.3	2.1	86.7	12.0	33.6	5.0	16.7	5.5	10.6	..
Spanien[1]	35.7	-16.9	44.4	-10.0	34.2	-23.2	19.9	-12.2	5.8	-3.6
Tschech. Rep.[1]	35.2	4.5	78.2	10.9	28.2	4.9	15.4	4.2	10.1	4.0
Türkei	54.1	6.5	55.4	7.9	50.1	-0.1	27.6	5.2	10.4	5.6
Ungarn	43.1	-3.4	72.0	1.0	35.1	0.8	17.5	-1.1	19.1	11.2
Ver. Königreich	27.4	-4.0	52.1	3.8	24.7	-1.0	12.8	-0.5	16.3	-1.1
Ver. Staaten	28.5	0.5	58.1	2.0	29.2	3.2	17.8	3.1	6.3	0.1
OECD	34.1	-3.3	53.3	2.3	30.6	-1.5	17.9	-0.3	9.7	0.1

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421582070853

Anmerkung: Nichtbeschäftigungsquoten im Verhältnis zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter; Anteil aller in Erwerbslosenhaushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter lebenden Personen.

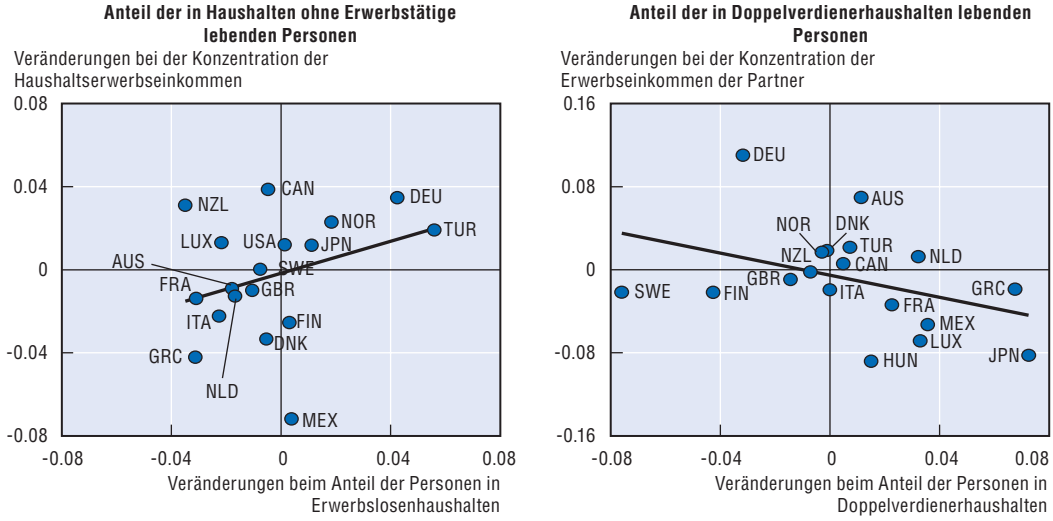
1. Die Veränderungen beim Anteil der Personen in Erwerbslosenhaushalten beziehen sich im Fall Belgiens, Österreichs, Portugals, Spaniens und der Tschechischen Republik auf den Zeitraum 1995-2000; für Frankreich basieren die Daten über Veränderungen bei Erwerbslosenhaushalten auf einer Quelle (*Enquête Revenus Fiscaux*), die sich von jener unterscheidet, die für die Bestimmung der Niveaus derselben Variable verwendet wurde (EU-SILC).

Quelle: OECD Education database und Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Personen, ob sie erwerbstätig sind oder nicht, übertragen werden. Abbildung 3.7 zeigt Werte des Gini-Koeffizienten für die Erwerbseinkommen der Haushalte (für Personen, die in einem Haushalt mit einem Vorstand im Erwerbsalter leben), wobei die Betreffenden nach ihrem (äquivalenzgewichteten) Haushaltserwerbseinkommen (und nicht nach ihrem individuellen Einkommen) eingestuft sind. Im ersten Teil wird die Ungleichverteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter Arbeitnehmern mit der Ungleichheit verglichen, die sich bei dem Haushaltserwerbseinkommen derselben Personen (d.h. nach Berücksichtigung von Partnergemeinschaften) ergibt, wobei die Erwerbseinkommen der Haushalte anhand der Anzahl der Erwerbspersonen in jedem Haushalt „äquivalisiert“

Abbildung 3.6 **Veränderungen beim Anteil der in Haushalten mit einer unterschiedlichen Zahl von Erwerbstätigen lebenden Personen und Veränderungen bei der Ungleichverteilung der Erwerbseinkommen**

Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre



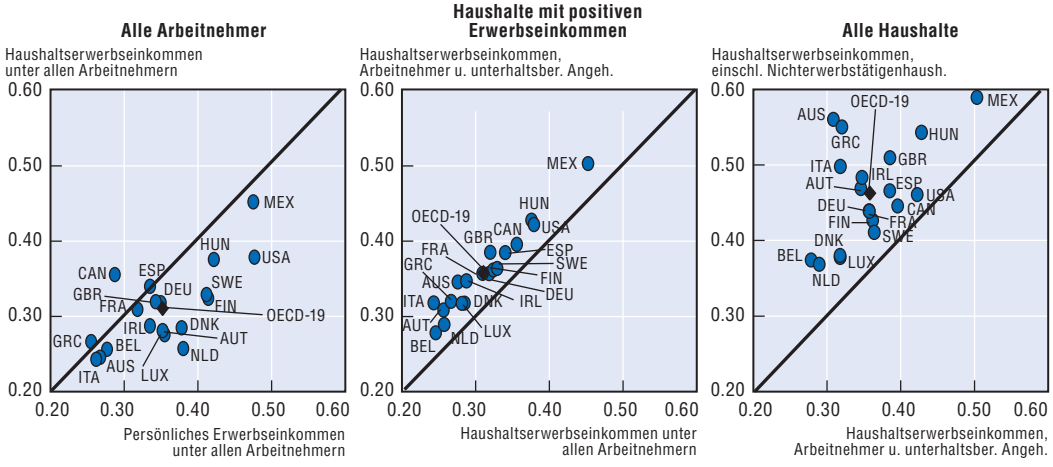
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421463342772

Anmerkung: Der erste Teil zeigt Veränderungen beim Anteil der Personen in Erwerbslosenhaushalten gegenüber Veränderungen des Gini-Koeffizienten für die Haushaltserwerbseinkommen; der zweite Teil zeigt Veränderungen beim Anteil der Personen in Doppelverdienerhaushalten gegenüber Veränderungen des Gini-Koeffizienten für das Erwerbseinkommen der Partner.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Abbildung 3.7 **Ungleichverteilung der Haushaltserwerbseinkommen bei Betrachtung der Haushalte mit positiven Erwerbseinkommen und aller Haushalte**

Um 2000



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421482623283

Anmerkung: Die berechneten Gini-Koeffizienten basieren auf Personen, die Haushalten mit einem Vorstand zwischen 18 und 65 Jahren angehören. Die Daten beziehen sich auf das Jahr 2000, außer für Australien (2001), die Niederlande, Ungarn und das Vereinigte Königreich (1999).

Quelle: Luxemburger Einkommensstudie.

werden. Im zweiten Teil wird ein Vergleich zwischen der zuvor definierten Ungleichheit der Haushaltserwerbseinkommen und der Ungleichheit angestellt, die man bei Einbeziehung von nichterwerbstätigen Partnern und Kindern in die Analyse erhält. Der dritte Abbildungsteil vergleicht die Streuung der Haushaltserwerbseinkommen von sämtlichen Personen, die in Haushalten mit positiven Arbeitseinkommen leben (wie oben definiert), mit der von allen Haushalten (d.h. einschließlich jener ohne Erwerbseinkommen)[18]. Die Messgrößen der Ungleichheit variieren zwischen den einzelnen Ländern, allerdings in unterschiedlichem Maße:

- Erstens verringern Partnergemeinschaften zwischen Erwerbstätigen und die dadurch möglichen Skalenvorteile beim Verbrauch die Streuung der *Haushaltserwerbseinkommen unter sämtlichen Beschäftigten* im Verhältnis zu jener der persönlichen Erwerbseinkommen. Im Durchschnitt ist die Ungleichverteilung der Haushaltserwerbseinkommen um rd. 0,04 Prozentpunkte niedriger als für die persönlichen Erwerbseinkommen (eine Reduzierung um 12%), wobei größere Rückgänge in den Niederlanden, den Vereinigten Staaten, Dänemark und Finnland festzustellen sind und Kanada die einzige Ausnahme bildet.

- Zweitens weitet sich die Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen aus, wenn unterhaltsberechtigte Familienangehörige (Kinder, ältere Menschen und nichterwerbstätige Partner) in Erwerbstätigenhaushalten mit ins Bild genommen werden. Wenn davon ausgegangen wird, dass jedes Haushaltsmitglied von diesen Erwerbseinkommen profitiert, vergrößert sich die Streuung der *Haushaltserwerbseinkommen unter allen Personen in erwerbstätigen Haushalten* im Durchschnitt um 0,05 Prozentpunkte (ein Anstieg um 15%) gegenüber dem Fall, in dem ausschließlich die Erwerbstätigen betrachtet werden, wobei nur geringfügige Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern zu beobachten sind.

- Drittens dehnt sich die Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen erheblich aus, wenn Nichterwerbstätigenhaushalte berücksichtigt werden[19]. Die *Ungleichverteilung der Haushaltserwerbseinkommen* unter Personen steigt durchschnittlich um 0,10 Prozentpunkte (eine Zunahme um 30%), wobei beträchtliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern festzustellen sind – von rd. 0,2 Prozentpunkten in Österreich, Griechenland und Italien bis weniger als 0,05 in den Vereinigten Staaten, wo der Anteil der Menschen, die in Erwerbslosenhaushalten leben, klein ist.

Da sich die Bedeutung jedes der bei der Verteilung der Haushaltserwerbseinkommen ins Spiel kommenden Faktoren im Zeitverlauf verändern kann, ist es a priori schwierig, ihren Beitrag zum Gesamteffekt festzustellen.

Vom Erwerbseinkommen der Haushalte zum Markteinkommen

Wenn statt der Erwerbseinkommen der Haushalte die Markteinkommen betrachtet werden sollen, muss die Analyse auf Einkünfte aus selbstständiger Arbeit und Kapitaleinkommen ausgeweitet werden. Obwohl die Messprobleme für diese beiden Einkommensquellen wesentlich größer sind als für die Erwerbseinkommen, haben beide bei den jüngsten Trends der Verteilung der Markteinkommen eine wichtige Rolle gespielt.

Die Konzentration der Einkünfte aus Kapitalvermögen und selbstständiger Tätigkeit unter Personen im erwerbsfähigen Alter ist im Allgemeinen deutlich höher als die der Arbeitseinkommen, wenn die Betreffenden nach ihrem äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommen eingestuft werden. Dies ist sowohl auf die größere Ungleichheit bei den Einkünften aus Kapitalvermögen und selbstständiger Beschäftigung unter den Haushalten zurückzuführen, die diese Art von Einkommen angeben, als auch auf Unterschiede beim Anteil der Personen, die diese Art von Einkünften in jedem Dezil der Einkommensverteilung erhalten. Im Durchschnitt übertrifft der Gini-Koeffizient für Kapitaleinkünfte den für Haushaltserwerbseinkommen um rund ein Viertel, und ein ähnlicher Abstand wird für Einkünfte aus selbstständiger Tätigkeit verzeichnet[20]. Dieses Muster einer stärkeren Konzentration ist in den meisten Ländern zu erkennen, mit Ausnahme Australiens, Koreas, Polens und der Schweiz (wo sowohl die Einkünfte aus selbstständiger Tätigkeit als auch die Kapitaleinkommen gleichmäßiger verteilt sind als die Erwerbseinkommen) sowie einiger anderer Länder (wo dies für eine der beiden Einkunftsarten gilt).

In mehreren OECD-Ländern sind in den zehn Jahren seit 1995 beträchtliche Veränderungen bei der Konzentration von Einkünften aus Kapitalvermögen und selbstständiger Arbeit eingetreten, die zu einer größeren Ungleichheit bei der Verteilung der Markteinkommen beigetragen haben. Im Durchschnitt erhöhte sich die Konzentration der Kapitaleinkommen in den in Abbildung 3.8 aufgeführten Ländern um 0,04 Prozentpunkte, d.h. um rd. 9%, während die der Einkünfte aus selbstständiger Beschäftigung um rd. 4% gestiegen ist. Die Ungleichverteilung der Kapitaleinkünfte hat in den nordischen Ländern ebenso wie in Italien und Ungarn stark zugenommen, wohingegen sie in der Türkei, der Tschechischen Republik und (in geringerem Maße) in einigen anderen Ländern zurückgegangen ist. Auch bei den Einkommen aus selbstständiger Tätigkeit hat sich die Konzentration in Schweden (von einem niedrigen Ausgangsniveau aus) sowie in Italien und Mexiko deutlich vergrößert. In Ungarn und Norwegen wurde die zunehmende Ungleichheit der Markteinkommen zusätzlich durch den starken Anstieg des Gewichts der Kapitaleinkünfte am verfügbaren Haushaltseinkommen verstärkt.

Es bestehen zudem erhebliche Unterschiede beim Konzentrationsgrad der verschiedenen Komponenten der Kapitaleinkünfte. Auch wenn die Qualität der Informationen unweigerlich durch die kleine Zahl von Beobachtungen für die einzelnen Kategorien beeinträchtigt wird, deuten die Schätzungen in Tabelle 3.2 darauf hin, dass die Konzentration in den Rubriken „Sonstige Kapitaleinkünfte“ (hauptsächlich Zinsen und andere Erträge aus Finanzaktiva) und „Private Altersversorge“ am höchsten ist, aber wesentlich niedriger für Betriebsrenten und private Transfers.

Schlussbetrachtungen

Analysen der Verdienst- und Einkommensverteilung folgen in der Regel parallelen Pfaden, wobei unterschiedliche Methodologien zur Beantwortung unterschiedlicher Fragen eingesetzt werden. Während bei Untersuchungen über die Verdienstungleichheit normalerweise die einzelnen Arbeitnehmer betrachtet werden, und der Haushaltsdynamik und den Nichtlohneinkommen wenig Aufmerksamkeit geschenkt wird, konzentrieren sich Forschungsarbeiten über die Einkommensverteilung auf die Haushalte, wobei Arbeitsmarktentwicklungen u.U. außer Acht bleiben. Eine bessere Integration dieser beiden Perspektiven ist wichtig für das Verständnis, wie die Arbeitsmärkte die Verteilung der Haushaltseinkommen beeinflussen. Werden beide Perspektiven gemeinsam betrachtet, ergeben sich folgende Muster:

- Die Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter vollzeitbeschäftigten Männern hat sich in den meisten OECD-Ländern seit 1990 erheblich ausgeweitet, was sich hauptsächlich aus den Entwicklungen in der oberen Hälfte des Verteilungsspektrums erklärt. Bei Betrachtung aller vollzeitbeschäftigten Arbeitskräfte ist die Ausdehnung wegen der gleichzeitigen Reduzierung des Lohngefälles zwischen vollzeitbeschäftigten Männern und Frauen geringer. Durch die wachsende Inzidenz atypischer Beschäftigungsformen in einigen OECD-Ländern wurde die Ausweitung bei der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen unter sämtlichen Arbeitnehmern weiter verstärkt.

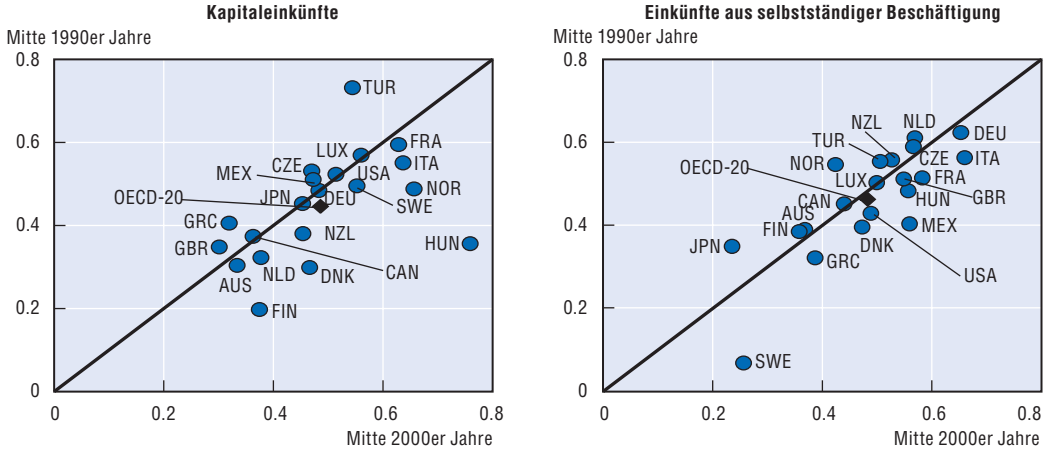
- Die Verteilung der Haushaltseinkommen unter allen Personen, ob sie erwerbstätig sind oder nicht, ist seit Mitte der 1990er Jahre sowohl im Durchschnitt als auch in den meisten Ländern stabil geblieben, da die stärkere Lohnspreizung durch höhere Beschäftigungsquoten kompensiert wurde. Die Veränderungen bei der Verteilung der Erwerbseinkommen von Haushaltsvorständen, Partnern und anderen Haushaltsmitgliedern haben sich auf Grund einer Reihe von Faktoren in verschiedenen Ländern in unterschiedliche Richtungen entwickelt.

- Sowohl Kapitaleinkommen als auch Einkünfte aus selbstständiger Beschäftigung sind stärker konzentriert als die Haushaltserwerbseinkommen, und diese Tendenz hat sich in den letzten zehn Jahren weiter verstärkt, was in mehreren OECD-Ländern zu einer breiteren Streuung der Markteinkommen geführt hat.

Alles in allem lassen diese Beobachtungen erkennen, dass es sowohl Gemeinsamkeiten als auch Unterschiede in Bezug darauf gibt, wie sich die Ungleichverteilung der Erwerbseinkommen unter Arbeitnehmern und die Ungleichheit der Markteinkommen der Haushalte im Zeitverlauf entwickeln.

Abbildung 3.8 **Konzentration der Einkünfte aus Kapitalvermögen und selbstständiger Beschäftigung, Mitte der 2000er Jahre**

Unter Personen im Erwerbsalter



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421540540222

Anmerkung: Der Konzentrationskoeffizient wird genauso berechnet wie der Gini-Koeffizient, wobei der einzige Unterschied darin besteht, dass die Betreffenden nicht nach dem Wert ihres Erwerbseinkommens eingestuft werden, sondern vielmehr nach dem ihres äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommens. Die Konzentrationskoeffizienten werden auf der Basis von gruppierten Daten für die durchschnittlichen Einkommen in jedem Dezil berechnet. Die Daten beziehen sich in allen Ländern auf Bruttoeinkommen (d.h. vor Steuern), außer in Griechenland, Mexiko, Polen, der Türkei und Ungarn, wo sie nach Steuern gemessen werden.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Tabelle 3.2 **Größe und Konzentration verschiedener Elemente der Kapitaleinkommen, Mitte der 2000er Jahre**

Unter Personen im Erwerbsalter

	Private Altersvorsorge		Betriebsrenten		Private Transfers		Sonstige Kapitaleinkünfte		Kapitaleinkommen insgesamt	
	Konzentrationskoeffizient	Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen (in %)	Konzentrationskoeffizient	Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen (in %)	Konzentrationskoeffizient	Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen (in %)	Konzentrationskoeffizient	Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen (in %)	Konzentrationskoeffizient	Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen (in %)
Australien	..	..	0.15	2.1	0.00	1.2	0.50	4.8	0.33	8.1
Belgien	0.73	0.0	..	..	-0.12	0.7	0.54	4.1	0.44	4.8
Deutschland	0.35	0.2	0.42	0.4	-0.23	0.6	0.61	5.4	0.48	6.8
Finnland	0.49	0.6	-0.02	8.6	-0.08	1.0	0.78	9.2	0.37	19.5
Griechenland	0.38	0.0	..	..	-0.20	1.7	0.55	3.8	0.32	5.5
Italien	..	..	..	..	..	..	0.64	4.1	0.64	4.1
Kanada	0.32	5.5	..	..	0.31	2.9	0.48	3.6	0.36	12.0
Neuseeland	0.51	0.8	..	..	0.29	4.3	0.59	4.8	0.45	10.4
Norwegen	0.23	0.1	0.18	2.6	-0.25	0.3	0.81	10.7	0.66	13.8
Schweden	0.46	0.8	0.48	2.9	..	..	0.63	3.7	0.55	7.4
Slowak. Rep.	0.16	0.1	..	..	-0.45	0.1	..	..	-0.05	3.0
Türkei	0.59	0.1	..	..	0.31	2.0	0.64	5.0	0.54	7.2
Ungarn	..	..	..	..	0.54	1.2	0.80	6.3	0.76	7.7
Ver. Königreich	0.30	0.5	0.24	4.5	0.20	2.9	0.51	2.3	0.30	10.2
Ver. Staaten	0.51	0.1	0.16	0.7	0.45	0.5	0.65	7.8	0.61	9.2
OECD16	0.42	0.7	0.23	3.1	0.06	1.5	0.62	5.4	0.45	8.6

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421602824576

Anmerkung: Der Konzentrationskoeffizient wird genauso berechnet wie der Gini-Koeffizient, wobei der einzige Unterschied darin besteht, dass die Betreffenden nicht nach dem Wert ihres Kapitaleinkommens eingestuft werden, sondern vielmehr nach dem ihres äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommens. Die Konzentrationskoeffizienten werden auf der Basis von gruppierten Daten berechnet, die den Wert der Kapitaleinkommen für Personen in jedem Einkommensdezil ausdrücken.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Auch wenn sich beide Verteilungen in den meisten OECD-Ländern ausgeweitet haben, bestehen doch Ausnahmen und Unterschiede, sowohl was die Richtung als auch was die Stärke des Zusammenhangs zwischen beiden Phänomenen betrifft[21]. Diese Unterschiede lassen sich aus der Bedeutung der Einkommensaufteilung innerhalb der Haushalte, der Entscheidung der Partner für die Ausübung einer Erwerbstätigkeit sowie der Inzidenz der Erwerbslosenhaushalte und Doppelverdienerhaushalte erklären. Diese Faktoren deuten darauf hin, dass es mehrere Möglichkeiten gibt, einer breiteren Streuung der Markteinkommen entgegenzuwirken. Da der Staat nur geringen Einfluss auf die individuellen Entscheidungen im Hinblick auf Haushaltsgründung und Lebensformen nehmen kann und das Ausmaß der Umverteilung durch die Höhe der Steuereinnahmen begrenzt wird, ist bei Maßnahmen zur Verringerung der Einkommensungleichheiten zu bedenken, welches die optimalen Lösungen sind, um die Arbeitsmarktbedingungen zu verbessern, die Arbeitslosigkeit zu reduzieren und zu gewährleisten, dass die Verdienstungleichheit nicht zu groß wird (Kenworthy, 2007).

Anmerkungen

1. Gottschalk und Smeeding (1997) sowie Katz und Autor (1999) untersuchen, wie die Trends der Lohnspreizung in den OECD-Ländern mit dem technologischen Wandel, dem Außenhandel und den Arbeitsmarktbestimmungen zusammenhängen. Lemieux, MacLeod und Parent (2007) befassen sich mit der Bedeutung zusätzlicher Faktoren, wie z.B. dem Einfluss von leistungsorientierten Vergütungssystemen; Black und Spitz-Oener (2007) setzen Veränderungen beim Lohngefälle zwischen den Geschlechtern zu dem Effekt der differenziellen Veränderungen bei den Qualifikationsinhalten der Tätigkeit von Männern und Frauen in Bezug.

2. Atkinson und Brandolini (2005) entwickeln ein einfaches Modell zur Veranschaulichung der Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Arbeitsmarktbedingungen, persönlichen Erwerbseinkommen und Einkommensungleichheit. Checchi und García Peñalosa (2005) erstellen ein komplexeres Modell, um zu erklären, wie die Arbeitsmarktbestimmungen die Verteilung der Haushalteinkommen beeinflussen.

3. In Japan und Finnland z.B. ging eine Ausweitung bei der Verteilung der Markteinkommen mit einer konstanten oder enger werdenden Streuung der Verdienste von Vollzeitbeschäftigten einher, wohingegen sich die Verteilung der Markteinkommen in den Niederlanden trotz einer breiteren Streuung der persönlichen Erwerbseinkommen verengt hat.

4. Eine starke Ausweitung wurde auch in Australien und Korea verzeichnet, für die seit 1990 OECD-Verdienstdaten verfügbar sind.

5. In Frankreich machen z.B. die Nichtlohnkomponenten der Erwerbseinkommen (es gibt unterschiedliche Anreizsysteme, wie *intéressement, participation, abondements par les entreprises aux versements des salaries aux plan d'épargne entreprise*) rd. 3% der Lohnsumme aus, wovon 60% den obersten 10% der Bezieher von Erwerbseinkommen zufallen (CERC, 2006). Die Nichtlohnkomponenten der Erwerbseinkommen sind insbesondere für Manager umfangreich, und auf sie entfällt ein Großteil des starken Anstiegs bei der Managervergütung. In den Vereinigten Staaten stieg die durchschnittliche Vorstandsvergütung (ohne Berücksichtigung des Werts von „Aktienoptionen“) vom 85-Fachen des Durchschnittsverdiensts im Jahr 1990 auf das 525-Fache im Jahr 2000, bevor sie 2005 auf das 410-Fache zurückging (*www.faireconomy.org*).

6. Das P90/P10-Verhältnis ist in den meisten OECD-Ländern unter Vollzeitbeschäftigten für Frauen generell kleiner als für Männer, wobei Deutschland und Kanada Ausnahmen bilden.

7. Ab 1990 sind konsistente Daten über die Verdienstungleichheit für eine größere Stichprobe von 19 OECD-Ländern verfügbar (d.h. dieselben Länder wie in Abbildung 3.1 zuzüglich Australien, Dänemark, Irland, Polen, Tschechische Republik und Ungarn). Der kumulative Anstieg der Dezilverhältnisse, der seit 1990 von diesem größeren Kreis von Ländern verzeichnet wurde, ist deutlich höher als der, den die Gruppe der 11 OECD-Länder für den gleichen Zeitraum aufweist (eine Steigerung des P90/P10-Verhältnisses um 18% im Vergleich zu 10%), was sich durch eine raschere Zunahme der Lohnungleichheit im oberen Bereich der Verteilung (11% anstelle von 7%) wie auch in geringerem Maße im unteren Bereich (6% gegenüber 4%) erklärt.

8. 2005 war das Lohngefälle zwischen den Geschlechtern am höchsten in Japan (32%) und Korea (40%) und am niedrigsten in Neuseeland (9%) und Polen (11%). Während der letzten zwanzig Jahre hat sich der Unterschied beim Medianverdienst zwischen vollzeitbeschäftigten Männern und Frauen in den meisten OECD-Ländern um Werte zwischen 7 und 17 Prozentpunkten verringert, in Australien, Deutschland und Schweden hingegen nur marginal.

9. Die beiden Arbeitskräftekategorien überschneiden sich z.T., da viele befristet Beschäftigte eine Teilzeittätigkeit ausüben (OECD, 2002).

10. Unterschiede bei der Zahl der geleisteten Jahresarbeitsstunden schlagen sich in weitaus größeren Disparitäten bei den Jahresverdiensten nieder als bei den Lohnsätzen. In Frankreich z.B. lag das P90/P10-Dezilverhältnis 2004 bei rd. 3, wenn man die Erwerbseinkommen in Vollzeitäquivalenten betrachtet, aber bei 13, was die Jahreserwerbseinkommen anbelangt. Die Beschäftigten im ersten Dezil waren nur 13 Wochen im Jahr erwerbstätig, im Vergleich zu 51 Wochen für diejenigen im obersten Dezil; desgleichen lag ihre Wochenarbeitszeit bei rd. 22 Stunden, im Vergleich zu 38 für jene im obersten Dezil (CERC, 2006).

11. Die unfreiwillige Teilzeitbeschäftigung ist in manchen Ländern und wenn nationale Definitionen der Vollzeitbeschäftigung (anstelle der OECD-Definitionen) zu Grunde gelegt werden wesentlich höher.

12. Ein negativer Lohnabstand wird selbst nach Bereinigung um diese unterschiedlichen Merkmale systematisch für teilzeitbeschäftigte Frauen beobachtet, wobei seine Größenordnung zwischen den Ländern und je nachdem, welche Studie man betrachtet, jedoch variiert. Was Männer betrifft, so gelangen O'Dorchai et al. (2007) zu dem Schluss, dass verschiedene Kontrollvariablen zwischen 50% und 100% des Lohnabstands zwischen vollzeit- und teilzeitbeschäftigten Männern erklären, der Mitte der 1990er Jahre in europäischen Ländern gegeben war.

13. Diese Verdienstdaten, die sich auf repräsentative Haushaltserhebungen für die Gesamtbevölkerung stützen, decken sich weitgehend mit denen aus der *OECD Earnings database*, wobei der Korrelationskoeffizient für P90/P10 in den beiden Quellen für zehn Länder über 0,9 beträgt. Die Hauptausnahmen bilden Dänemark und die Vereinigten Staaten, wo die auf der LIS basierenden Dezilverhältnisse wesentlich höher sind als jene in der *OECD Earnings database*.

14. Der Konzentrationskoeffizient wird genauso berechnet wie der Gini-Koeffizient der Haushaltseinkommen, so dass ein Wert von null bedeuten würde, dass auf alle Einkommensgruppen ein gleich hoher Anteil der Erwerbseinkommen der Haushalte entfällt. Der einzige Unterschied gegenüber dem Gini-Koeffizienten besteht darin, dass die Einzelnen nicht nach dem Wert ihres Erwerbseinkommens eingestuft werden, sondern vielmehr nach dem ihres äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens.

15. In diesem Zeitraum waren Veränderungen der Beschäftigungsquoten im Allgemeinen für Frauen von größerem Vorteil als für Männer. Selbst in Ländern, in denen die Gesamtbeschäftigungsquoten zurückgingen, sind die Quoten für Frauen entweder gestiegen oder weniger stark gesunken als für Männer.

16. In Deutschland z.B. kam es trotz höherer Beschäftigungsquoten zu einer Zunahme der Haushalte ohne Erwerbstätige. Anzumerken ist auch, dass die Beschäftigungsquoten sowohl in Neuseeland als auch im Vereinigten Königreich kräftig gestiegen sind, aber in Neuseeland ein wesentlich stärkerer Rückgang der Erwerbslosenhaushalte verzeichnet wurde. Die Korrelation zwischen Veränderungen bei den Beschäftigungsquoten und Veränderungen beim Anteil der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen, wie sie in Tabelle 3.1 ausgewiesen sind, beträgt weniger als -0,60.

17. Wie in den vorangegangenen Fällen basieren diese Messgrößen auf Daten über die Verteilung jeder Lohnkomponente für die einzelnen Personen, die nach ihrem äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind; folglich spiegeln sie die Unterschiede zwischen den einzelnen Dezilen sowohl beim Lohn, den die Arbeitnehmer erhalten, als auch bei der Anzahl der Beschäftigten wider.

18. Saunders (2005) führt eine ähnliche Analyse für Australien durch, die auf einer etwas anderen Sequenz der Verteilungen basiert. Wie anderswo in diesem Kapitel sind die relevanten Bezugseinheiten bei der in Abbildung 3.7 dargestellten Analyse Personen, wobei eine Äquivalenzgewichtung der Haushaltserwerbseinkommen mit der Quadratwurzel der Haushaltsgröße vorgenommen wurde, um Skaleneffekten beim Verbrauch Rechnung zu tragen.

19. Nichterwerbstätigenhaushalte sind definiert als Haushalte ohne Arbeitseinkommen, d.h. sie umfassen u.U. auch Personen mit positiven Einkünften aus selbstständiger Tätigkeit. Die Einbeziehung von Nichterwerbstätigenhaushalte in die Messungen der Ungleichverteilung der Haushaltserwerbseinkommen hebt den Effekt der Erwerbstätigkeit (und die Art und Weise, wie sie verteilt ist) auf die Unterschiede bei der Einkommensungleichheit zwischen den einzelnen Ländern hervor. Dieses Verfahren dehnt die Analyse jedoch auf Nichterwerbstätigenhaushalte aus, ohne andere Einkommensquellen dieser Haushalte zu berücksichtigen.

20. Diese Vergleiche beziehen sich auf Personen im erwerbsfähigen Alter. Für die Bevölkerung insgesamt fällt der Unterschied bei den Gini-Koeffizienten für Einkünfte aus selbstständiger Arbeit und Kapitalvermögen etwas niedriger aus.

21. Daly und Valletta (2006) sowie Gottschalk und Danziger (2005) zeigen, dass sich die Lohnspreizung unter Männern und die Streuung der Familieneinkommen während der letzten 30 Jahre in den Vereinigten Staaten zwar ähnlich entwickelt haben, die Verdienstentwicklung bei Männern aber nicht der einzige Bestimmungsfaktor für die Ungleichheit der Familieneinkommen war.

Literaturverzeichnis

Atkinson, A.B. (2007), "The Long Run Earnings Distribution in Five Countries: 'Remarkable Stability', U, V or W?", Second Ruggles Lecture for the International Association for Research in Income and Wealth, *Review of Income and Wealth,* Vol. 53, No. 1, März.

Atkinson, A.B. und A. Brandolini (2005), "From Earnings Dispersion to Income Inequality", in F. Farina und E. Savaglio (Hrsg.), *Inequality and Economic Integration,* Routledge, London.

Black, S. und A. Spitz-Oener (2007), "Explaining Women's Success: Technological Change and the Skill Content of Women's Work", *NBER Working Paper*, No. 13116, Cambridge, Massachusetts.

Burniaux, J.-M. (1997), "Inégalités et emplois: effet de redistribution lié à la structure familiale", *Économie Internationale*, Vol. 71, No. 3.

Checchi, D. und C. García Peñalosa (2005), "Labour Market Institutions and the Personal Distribution of Income in the OECD", *IZA Discussion Paper*, No. 1681, Bonn.

CERC (2006), *La France en transition, 1993-2005,* Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale, Rapport No. 7, La Documentation Française, Paris.

Daly, M.C. und R.G. Valletta (2006), "Inequality and Poverty in the United States: The Effects of Rising Dispersion of Men's Earnings and Changing Family Behaviour", *Economica*, Vol. 73, No. 289.

Gottschalk, P. und S. Danziger (2005), "Inequality of Wage Rates and Family Income in the United States, 1975-2002", *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, No. 2.

Gottschalk, P. und T.M. Smeeding (1997), "Cross National Comparisons of Earnings and Income Inequality", *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 2.

Juhn, C. und K.M. Murphy (1997), "Wage Inequality and Family Labor Supply", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1.

Katz, L. und D. Autor (1999), "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", in O. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam: North Holland.

Kenworthy, L. (2007), "Jobs with Equality", unveröffentlichtes Manuskript, University of Arizona.

Lemieux, T., W.B. Macleod und D. Parent (2007), "Performance Pay and Wage Inequality", *IZA Discussion Paper,* No. 2850, Bonn.

Mare, R.D. (2000), "Assortative Mating, Intergenerational Mobility and Educational Inequality", California Center for Population Research, CCPR-004-00, University of California.

O'Dorchai, S., R. Plasman und F. Rycx (2007), "The Part-time Wage Penalty in European Countries: How Large Is It for Men?", *IZA Discussion Paper*, No. 2591, Bonn.

OECD (1999), "Jüngste Arbeitsmarktentwicklungen und Aussichten – Schwerpunktthema: die Qualität von Teilzeitarbeitsplätzen", *OECD-Beschäftigungsausblick*, Paris.

OECD (2002), "Die Situation im Bereich der befristeten Beschäftigung", *OECD-Beschäftigungsausblick,* Paris.

OECD (2006), *OECD Economic Survey: Japan*, OECD, Paris.

OECD (2007a), *OECD Employment Outlook*, OECD, Paris.

OECD (2007b), *OECD Economic Survey: Korea*, OECD, Paris.

Saunders, P. (2005), "Reviewing Recent Trends in Wage Income Inequality in Australia", *Discussion Paper*, University of New South Wales, Australien.

TEIL II

Kapitel 4

Wie viel Umverteilung bewirkt der Staat? Die Rolle von monetären Transferleistungen und Steuern*

In Bezug auf das Ausmaß der Einkommensumverteilung über öffentliche monetäre Transfers und die von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben gibt es zwischen den OECD-Ländern erhebliche Unterschiede – wobei Länder mit stärkerer Umverteilung eine engere Verteilung bei den letztlich verfügbaren Einkommen aufweisen. Über öffentliche monetäre Transfers wird generell mehr Umverteilung erzielt als über Steuern, und Länder mit stärker zielgerichteten Programmen geben in der Regel weniger aus als andere.

* Dieses Kapitel wurde von Peter Whiteford verfasst, zum Zeitpunkt der Redaktion Senior Economist in der OECD-Abteilung Sozialpolitik und jetzt Dozent am Social Policy Research Centre der University of New South Wales, Australien. Es baut auf einem längeren Dokument auf, das als Whiteford (2008) verfügbar ist.

Einführung

In allen OECD-Ländern hat die öffentliche Politik einen Einfluss auf die Verteilung der Haushaltseinkommen. Sie übt diesen über eine Reihe von Programmen aus, am unmittelbarsten aber über die an private Haushalte gezahlten öffentlichen Transfers und die von diesen erhobenen direkten Steuern und Sozialversicherungsbeiträge. Indessen können verschiedene Wohlfahrtsstaaten eine Vielzahl von sozialen Zielen verfolgen, wobei Gewicht und Priorität, die diesen jeweils beigemessen wird, sowohl zwischen den Ländern als auch zwischen den Programmen variieren können. Eine entscheidende Frage, der sich alle Regierungen der OECD-Länder – vor allem bei Erwägung von Politikreformen – stellen müssen, ist, ob sich die Umverteilungs- und sonstigen Ziele der Gesellschaft nicht über einen alternativen Policy-Mix oder anders gestaltete Politikmaßnahmen wirksamer und effizienter erreichen lassen.

Im vorliegenden Kapitel werden die von verschiedenen Wohlfahrtsstaaten erreichten unterschiedlichen Umverteilungsniveaus untersucht. Zunächst wird der Rahmen beschrieben, der generell zur Beurteilung des Effekts wohlfahrtsstaatlicher Maßnahmen auf das Haushaltseinkommen verwendet wird und kurz auf die Definition der Zielgruppenorientierung (Targeting) und Progressivität der staatlichen Programme eingegangen. Im weiteren Verlauf werden dann die Umverteilungsprofile der unterschiedlichen Sozialprogramme und Steuersysteme verglichen, bevor der kombinierte Effekt der öffentlichen monetären Transfers und von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben hinsichtlich der Verringerung der Einkommensungleichheiten ebenso wie dessen Entwicklung im Zeitverlauf und der jeweilige Beitrag der Steuern und Transfers zu diesen Ergebnissen beschrieben werden. Dann wird erörtert, wie die Interaktionen zwischen der Höhe der monetären Transfers und Steuern/Abgaben und ihr Targeting zum wirtschaftlichen Wohlstand der Personen am unteren Ende der Einkommensskala beitragen. Das Kapitel endet mit einer Betrachtung und Erörterung verschiedener Lösungsansätze zur Beantwortung der Frage, wie sich der Einfluss des Wohlfahrtsstaats auf die Verteilung der Haushaltseinkommen besser messen lässt.

Ein Rahmen für die Verbuchung von Haushaltseinkommen

Alle Vergleiche der mit wohlfahrtsstaatlichen Maßnahmen erzielten Ergebnisse stützen sich auf einen Rahmen zur Analyse des Prozesses der Einkommensverteilung und -umverteilung (Palme, 1990; Esping-Andersen, 1990). Dieser wird nach Ringen (1987) „Standardkonzept“ genannt. Per definitionem setzt die Verwendung eines gemeinsamen Rahmens zur Analyse der Einkommensverteilung und -umverteilung in den einzelnen Ländern voraus, dass der Rahmen in allen Ländern gleichermaßen anwendbar ist und konsistente Ergebnisse liefert.

Dieses Standardkonzept ist in Tabelle 4.1 dargelegt. In diesem Rahmen bildet die Summe der Einkommen aus Löhnen und Gehältern, selbstständiger Erwerbstätigkeit und Vermögen das „Faktoreinkommen“; das Faktoreinkommen zuzüglich betrieblicher und privater Renten ergibt das „Markteinkommen“; das Markteinkommen zuzüglich öffentlicher und privater Transfers sowie sonstiger Übertragungseinkommen das „Haushaltsbruttoeinkommen“; und das Bruttoeinkommen abzüglich der privaten Einkommensteuer und Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung schließlich das „Haushaltsnettoeinkommen“. Eine Bereinigung dieses letzten Konzepts um Unterschiede in der Höhe des Bedarfs einzelner Haushaltsmitglieder anhand einer Äquivalenzskala ergibt das „äquivalenzgewichtete Haushaltsnettoeinkommen“ – die wichtigste in diesem Bericht verwendete Messgröße für den Wohlstand privater Haushalte. Das in Tabelle 4.1 skizzierte Konzept ist ein Buchungsrahmen, der es ermöglicht, einzelne Einkommenskomponenten miteinander zu verknüpfen und nützliche Aggregate zu berechnen, doch ist dieser Rahmen, wie weiter unten erörtert wird, sowohl linear als auch statisch.

Tabelle 4.1 **Rahmen für die Verbuchung der Einkommen**

Einkommenskomponente	Bereinigungsfaktor	Äquivalenzgewichtete Einkommenskomponenten
Löhne und Gehälter		
+		
Einkommen aus selbstständiger Erwerbstätigkeit		
+		
Vermögenseinkommen		
=		
1. **Faktoreinkommen**	Äquivalenzskalen	**= Äquivalenzgewichtetes Faktoreinkommen**
+		
Betriebliche und private Renten		
=		
2. **Markteinkommen**	Äquivalenzskalen	**= Äquivalenzgewichtetes Markteinkommen**
+		
Monetäre Sozialversicherungsleistungen (universell, einkommensbezogen, beitragsabhängig)		
+		
Private Transfers		
+		
Sonstiges monetäres Einkommen		
=		
3. **Bruttoeinkommen**	Äquivalenzskalen	**= Äquivalenzgewichtetes Bruttoeinkommen**
–		
Einkommensteuer (und Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung)		
=		
4. **Nettoeinkommen**	Äquivalenzskalen	**= Äquivalenzgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen**

Quelle: Nach O'Higgins et al. (1990), S. 30-31.

Dieser Rahmen kann zur Konstruktion einer Reihe von Messgrößen für den Umverteilungseffekt der Transfer- und Steuersysteme herangezogen werden. Mit Mikrodaten lässt sich dieser Rahmen auf jeden einzelnen Haushalt anwenden, so dass es möglich ist, die vier in Tabelle 4.1 identifizierten Einkommensmessgrößen zu erhalten. Diese Einzelangaben können dann aggregiert und analysiert werden, um Messgrößen für die Einkommensverteilung und -umverteilung in der Bevölkerung insgesamt abzuleiten. So lässt sich der Grad der über Steuern und Transfers erzielten Umverteilung berechnen, indem Einkommensanteile oder sonstige Messgrößen, wie z.B. die Gini-Koeffizienten, auf unterschiedlichen Stufen des in Tabelle 4.1 skizzierten Prozesses verglichen werden. Beispielsweise ist es möglich, den Effekt von monetären Transferleistungen anhand eines Vergleichs des Unterschieds zwischen Messgrößen der Ungleichheit oder Armut auf der Basis des Markteinkommens (Stufe 2) und auf der Grundlage des Bruttoeinkommens (Stufe 3) zu evaluieren, während sich der Effekt von Steuern und Abgaben anhand eines Vergleichs der Messgrößen des Brutto- und Nettoeinkommens berechnen lässt. Wie von Ringen (1987, S. 172) argumentiert wurde, bietet dieses Standardkonzept ein einfaches, aber intelligentes und flexibles Modell. Trotz seines weitverbreiteten Einsatzes weist es, wie weiter unten erörtert wird, gleichwohl eine Reihe bedeutender Einschränkungen auf.

Zielgruppenorientierung und Progressivität: Welchen Einfluss haben Sozialprogramme und Steuern auf die Einkommensverteilung?

Bei Untersuchung des Umverteilungseffekts verschiedener Systeme der sozialen Sicherung ist zu beachten, dass diese Systeme von ihren konzeptuellen Merkmalen her bedeutende Unterschiede aufweisen. Zwei der wichtigsten Merkmale betreffen die Art und Weise, wie die Leistungen *finanziert* werden, d.h. die unterschiedlichen Finanzierungsmodalitäten der Programme, und

wie sie *strukturiert* sind, d.h. das Verhältnis zwischen den empfangenen Leistungen und dem früheren oder laufenden Einkommen der Leistungsempfänger. Anhand dieser Kriterien werden die sozialen Sicherungssysteme der OECD-Länder häufig danach eingestuft, ob sie dem Modell von Bismarck oder dem von Beveridge folgen (Werding, 2003). Im Bismarck-System basieren die Programme auf dem Prinzip der Sozialversicherung, d.h. die Leistungen sind einkommensabhängig, der Leistungsanspruch orientiert sich an der Höhe der entrichteten Beiträge und die Finanzierung erfolgt über die Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung. Im Beveridge-System gilt generell das Prinzip der Universalität, wobei der Anspruch durch den Wohnsitz und in manchen Fällen auch die Bedürftigkeit entsteht, die Leistungen einheitlich sind und über das allgemeine Steueraufkommen finanziert werden.

Die unterschiedlichen Strukturen der Sozialprogramme beeinflussen die Verteilung der Haushaltseinkommen in verschiedener Weise. Bei der Beurteilung dieser Effekte ist es wichtig, zwischen *Zielgruppenorientierung, Progressivität* und *Umverteilung* zu unterscheiden.

- Zielgruppenorientierung ist ein Instrument zur Bestimmung der Leistungsberechtigung oder der Höhe des Leistungsanspruchs. In gewisser Hinsicht sind alle Leistungssysteme – mit Ausnahme der Programme, die ein „universelles Grundeinkommen“ oder „garantiertes Mindesteinkommen“ vorsehen – auf bestimmte Kategorien der Bevölkerung zugeschnitten, wie Arbeitslose, Behinderte oder Personen im Rentenalter. Die Einkommens- und Vermögensprüfung ist eine weitere Form des Targeting, die zum Einsatz kommen kann, wenn eine Person die Anspruchskriterien einer Kategorie erfüllt[1].
- Progressivität bezieht sich auf das Profil der Leistungen im Vergleich zum Markt- oder Nettoeinkommen, wobei es darum geht festzustellen, wie groß der Anteil der unterschiedlichen Einkommensgruppen an den Leistungen ist, z.B. ob Schlechtergestellte mehr Leistungen aus dem Transfersystem erhalten als Bessergestellte.
- Umverteilung schließlich ist der Effekt, den die unterschiedlichen Steuer- und Transfersysteme per saldo bewirken – wobei es um die Frage geht, wie stark das jeweilige System die Verteilung des Haushaltseinkommens tatsächlich *verändert*?

In diesem Kontext können die Wohlfahrtsstaaten unterschiedliche Ziele verfolgen und verschiedene Arten von Umverteilung erreichen. In den meisten OECD-Ländern besteht die Hauptfunktion der sozialen Sicherungssysteme darin, der Bevölkerung bei Eintreten gewisser Risiken (Arbeitslosigkeit, Behinderung, Krankheit) Versicherungsleistungen oder ein bestimmtes Einkommensniveau zu garantieren oder die Einkommen über den Lebenszyklus umzuverteilen, zu Gunsten von Perioden, in denen der Bedarf der betreffenden Personen entweder größer ist (wenn beispielsweise unterhaltsberechtigte Kinder im Haushalt leben) oder diese ansonsten einen Einkommensverlust erleiden würden (wie beispielsweise beim Übergang in den Ruhestand). Barr (2001) beschreibt dies als das „Sparschwein-Ziel“[2]. Die zweitwichtigste Funktion des Wohlfahrtsstaats kann wie folgt beschrieben werden: Den Reichen nehmen, um den Armen zu geben (was Barr als „Robin Hood“-Motiv bezeichnet). Im Wohlfahrtsstaat nach Bismarckschem Modell wird der „Sparschwein“-Funktion Priorität eingeräumt, während der Wohlfahrtsstaat nach Beveridge der „Robin Hood“-Funktion eine größere Bedeutung beimisst.

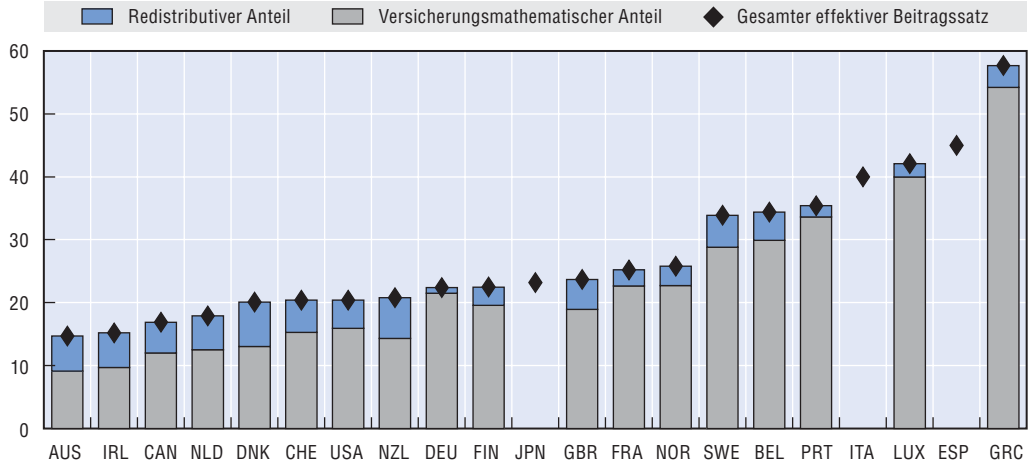
In der Praxis basieren die sozialen Sicherungssysteme in allen OECD-Ländern auf einem Mix, der sowohl Elemente der Umverteilung zwischen Arm und Reich als auch der Risikoabsicherung bzw. der Umverteilung über den Lebenszyklus beinhaltet, wobei das Gewicht der einzelnen Elemente von Land zu Land allerdings unterschiedlich ist. Die genaue Natur dieses Mix lässt sich jedoch nicht direkt anhand von Jahresangaben über Einkommen oder Sozialausgaben beobachten, da Jahresdaten keinen Aufschluss darüber geben können, in welchem Umfang die privaten Haushalte für die Leistungen bereits „gezahlt“ haben und in welchem Ausmaß sie dies in Zukunft tun werden.

Daher muss auf verschiedene Techniken zur Modellierung der Verteilung der Steuern und Transfers über die Lebenszeit zurückgegriffen werden. In den Vereinigten Staaten beispielsweise evaluieren viele Studien zum System der sozialen Sicherung, inwieweit sich dieses auszahlt, d.h. bis zu welchem Grad Personen mit unterschiedlicher Biografie im Ruhestand Leistungen beziehen, die die von ihnen zu Erwerbszeiten entrichteten Beiträge über- oder unterschreiten (Leimer, 1995;

Geanakoplos et al., 2000). In einer Vergleichsstudie schätzten Falkingham und Harding (1996), dass in Australien durchschnittlich 38% der von einer Person im Laufe ihres Lebens bezogenen Leistungen mit den direkten Steuern und Sozialabgaben finanziert werden, die diese Person in anderen Phasen ihres Lebenszyklus entrichtet hat, und die verbleibenden 62% aus der Umverteilung zwischen Arm und Reich stammen; im Vereinigten Königreich ist das Verhältnis genau umgekehrt, hier ergeben sich 38% der über die gesamte Lebenszeit empfangenen Leistungen aus der Umverteilung zwischen Individuen und 62% aus der Umverteilung zwischen unterschiedlichen Lebensphasen der betreffenden Person. Eine neuere Untersuchung von Ståhlberg (2007) vergleicht die Situation in einem breiteren Spektrum von Ländern und zeigt auf, dass der Grad der Umverteilung über den Lebenszyklus negativ mit dem Grad der Zielgruppenorientierung korreliert ist, d.h. dass Systeme, die zu einem bestimmten Zeitpunkt stärker auf die Zielgruppe der Niedrigeinkommenshaushalte ausgerichtet sind, mehr Umverteilung zwischen Arm und Reich, aber weniger Umverteilung über den Lebenszyklus bewirken[3].

Eine weitere Messgröße für das Verhältnis zwischen diesen beiden Arten der Umverteilung wird in Anlehnung an Disney (2004) in Abbildung 4.1 veranschaulicht. Die Abbildung zeigt die effektiven Beitragssätze zur gesetzlichen Rentenversicherung in Prozent des Erwerbseinkommens (wobei die Länder entsprechend dem erhobenen Beitragssatz aufgelistet sind) sowie die Anteile, die zwischen den Einzelnen bzw. über den Lebenszyklus hinweg umverteilt werden[4]. In einem versicherungsmathematisch gerechten System würden die Rentenansprüche einer Person genau ihrem Arbeitsverdienst entsprechen. In einem Umverteilungssystem hingegen besteht zwischen dem Lebenserwerbseinkommen und den Rentenansprüchen einer Person ein geringer oder gar kein Zusammenhang, und die Beitragsrenditen sind für verschiedene Generationen ganz unterschiedlich.

Abbildung 4.1 **Beitragssätze zur gesetzlichen Rentenversicherung, redistributive und versicherungsmathematische Komponenten, 1995**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421670886812

Quelle: Disney (2004).

Es gilt, auf eine Reihe von Punkten zu verweisen. Erstens gibt es bei dieser Messgröße in Bezug auf den Anteil der Umverteilung zwischen Arm und Reich unter den Ländern erhebliche Unterschiede. Zweitens fließt in allen Ländern der größere Teil der Rentenversicherungsbeiträge in die Umverteilung über den Lebenszyklus. Gleichwohl besteht bei der Höhe der für die Umverteilung über den Lebenszyklus verwendeten Beitragsleistungen im Ländervergleich eine größere Variationsbreite als bei der Höhe der Beiträge, die auf die Umverteilung zwischen Arm und Reich entfallen. Darüber hinaus scheint zwischen dem Grad der Umverteilung zwischen Arm und Reich und dem Beitragsniveau ein inverser Zusammenhang zu existieren – d.h. Länder, die am meisten für Sozialleistungen ausgeben, konzentrieren ihre Leistungen in der Regel stärker auf die Umverteilung über den Lebenszyklus, während jene Länder, die der Umverteilung zwischen Arm und Reich einen größeren Platz einräumen, weniger ausgeben.

Die Umverteilung über den Lebenszyklus kann die auf die gesamte Lebenszeit bezogenen Einkommensungleichheiten zwischen Personen nicht reduzieren, da sie lediglich ein Mechanismus ist, um den Konsum einer Person zu glätten, deren Lebenszeiteinkommen insgesamt unverändert bleibt; sie kann aber die Ungleichheiten zu einem bestimmten Zeitpunkt mindern und sowohl die Armut über die gesamte Lebenszeit (bei Personen, deren durchschnittliches Lebenszeiteinkommen über der Armutsschwelle liegt) als auch die punktuelle Armut senken (Åberg, 1989)[5]. Ferner kann die Umverteilung über den Lebenszyklus auch über Elemente erfolgen, die jenseits des klassischen Instrumentariums des Wohlfahrtsstaats liegen – und in einigen Ländern vielleicht die geläufigste Form darstellen. Beispielsweise hat Wohneigentum eine hohe redistributive Wirkung über den gesamten Lebenszyklus, da den Familien die höheren Kosten für den Immobilienkauf gewöhnlich während der Erwerbsphase entstehen und sie dann im Ruhestand von den niedrigeren Wohnkosten profitieren. Ebenso gründen sich private Krankenversicherung, persönliche Ersparnisse, private Altersvorsorgepläne sowie Lebensversicherungen entweder auf Eigenvorsorge oder auf Umverteilung über den Lebenszyklus einer Person oder einer Familie, ohne dass im Allgemeinen eine Umverteilung zwischen Einkommensgruppen erfolgt. Ein ganz wesentlicher Unterschied zwischen der privaten und öffentlichen Umverteilung über den Lebenszyklus besteht darin, dass bei der privaten Umverteilung (außer bei Versicherungspolicen) kein Risikopooling erfolgt. Bei einer Korrelation der Risiken einzelner Personen (in Bezug auf Krankheit und Arbeitslosigkeit) mit dem Einkommen, kann ein derartiges Pooling auch als eine Form der Einkommensumverteilung zwischen Personen aufgefasst werden.

Die entscheidende Grundvoraussetzung für das Eintreten einer (statischen) Umverteilung ist, dass die Verteilung der monetären Transfers sowie der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben progressiver verläuft als die Verteilung des Markteinkommens. Insgesamt spiegelt der über das Steuer- und Transfersystem erreichte Grad der Umverteilung[6] daher sowohl die Progressivität der Steuern und Transfers als auch ihre Größenordnung wider, d.h. die Höhe der Ausgaben und der erzielten Einnahmen (Barr, 1992)[7]. Die Progressivität der Leistungen hängt davon ab, ob das System Bedürftigkeitsprüfungen beinhaltet (und welche Kriterien diesbezüglich gelten), auf Pauschalleistungen basiert oder (und bis zu welchem Grad) verdienstabhängig ist. In einem bedürftigkeitsgeprüften System kommen den Ärmsten per definitionem überdurchschnittlich hohe Leistungen zugute. Dagegen erhalten in einem System mit universellen Pauschalleistungen alle Empfänger gleichwertige Leistungen, während in einem verdienstabhängigen System die Durchschnittsleistungen höher sind als die Mindestleistungen. Hieraus folgt, dass für einen *gegebenen Ausgabenbetrag* die Leistungen, die Personen mit geringeren wirtschaftlichen Ressourcen gezahlt werden, in einem bedürftigkeitsgeprüften System höher sind als in einem System mit Universalleistungen, das wiederum ärmeren Personen großzügigere Leistungen gewährt als ein verdienstabhängiges System. Andererseits können diese Eigenschaften der Wohlfahrtssysteme auch das Gesamtausgabenniveau beeinflussen, wobei die Unterstützungsbereitschaft der Mittelklasse für Sozialprogramme größer sein dürfte, wenn die Leistungen universellen Charakter haben (Korpi und Palme, 1998). Die entscheidende Frage betrifft daher den Effekt, den verschiedenartige Programmkonzepte und Verteilungsprofile haben, wenn das Niveau der Sozialausgaben und Steuern in den einzelnen Ländern unterschiedlich ist.

Niveau und Merkmale der öffentlichen monetären Transfers und der Steuern der privaten Haushalte

Tabelle 4.2 zeigt das Niveau der öffentlichen monetären Transfers und der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben in Prozent des verfügbaren Haushaltseinkommens in verschiedenen OECD-Ländern auf der Basis des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung; ferner gibt sie Aufschluss über die Entwicklung dieser Anteile seit Mitte der 1990er Jahre. Am niedrigsten sind die monetären Transfers in Korea und Mexiko, mit 4% bzw. 6% des verfügbaren Haushaltseinkommens, während sie in den Vereinigten Staaten etwa 9% des Haushaltseinkommens ausmachen. Die monetären Transfers betragen in Australien, Finnland, Irland, Island, Japan, Kanada, Neuseeland, den Niederlanden, der Schweiz, der Türkei und dem Vereinigten Königreich zwischen 13% und 20% des verfügbaren Haushaltseinkommens, in Dänemark,

Tabelle 4.2 **Anteile der monetären Leistungen und der Steuern am Haushaltsnettoeinkommen**

Prozentuale Anteile Mitte der 2000er Jahre und diesbezügliche Veränderungen in Prozentpunkten seit Mitte der 1990er Jahre

	Öffentliche monetäre Transfers				Steuern			
	Erwerbsalter	Rentenalter	Insgesamt		Erwerbsalter	Rentenalter	Insgesamt	
	Stand Mitte der 2000er Jahre			Veränd. seit Mitte 1990er J.	Stand Mitte der 2000er Jahre			Veränd. seit Mitte 1990er J.
Australien	10.1	48.7	14.3	-0.6	24.8	9.7	23.4	-1.4
Belgien[1]	22.3	96.9	30.5	-2.1	42.1	19.6	38.3	..
Dänemark	19.9	81.1	25.6	-5.6	53.8	44.2	52.5	-0.7
Deutschland	16.4	82.2	28.2	4.9	41.1	12.5	35.5	-3.5
Finnland	12.4	18.1	14.4	-8.9	31.0	24.8	30.1	-3.7
Frankreich[3]	22.6	96.4	32.9	-0.1	28.8	11.1	26.0	0.5
Griechenland[4]	16.7	66.4	22.7	3.3	..	..	..	..
Irland[2]	13.3	55.8	17.7	-6.7	20.7	5.4	19.4	-3.6
Island	12.3	79.7	19.2	..	54.1	34.2	53.1	..
Italien	21.1	87.4	29.2	0.6	32.0	21.1	30.2	1.2
Japan	11.0	55.8	19.7	8.2	21.0	15.4	19.7	-0.1
Kanada	9.3	46.7	13.6	-4.4	27.0	15.0	25.8	-3.5
Korea	3.0	15.7	3.6	..	8.1	5.0	8.0	..
Luxemburg[1]	22.4	91.0	30.6	..	26.3	14.8	23.8	..
Mexiko[4]	5.4	21.3	5.8	2.2	..	..	..	..
Neuseeland	13.1	76.8	13.0	-2.8	29.1	19.8	29.0	-1.5
Niederlande	12.7	53.0	17.1	-3.5	26.9	10.0	24.7	-6.0
Norwegen	15.4	72.7	21.7	0.4	35.0	22.7	33.2	1.3
Österreich[1]	27.4	101.3	36.6	..	35.0	27.5	33.4	..
Polen[2, 4]	30.4	92.6	35.8	..	28.8	17.9	27.7	..
Portugal[2, 4]	20.3	74.2	25.5	-1.5	..	..	..	..
Schweden	21.4	96.3	32.7	-5.7	44.2	40.2	43.2	1.2
Schweiz[2]	9.7	63.6	16.0	..	36.6	32.9	36.0	..
Slowak. Rep.	22.0	86.0	26.0	..	22.0	5.0	20.0	..
Spanien[2, 4]	15.0	70.4	21.3	-2.3	..	..	..	..
Tschech. Rep.[2]	17.0	79.1	24.3	3.2	23.9	6.1	21.6	0.9
Türkei[4]	18.6	46.0	16.9	10.6	..	..	..	..
Ungarn[4]	27.5	85.6	35.1	1.1	..	..	..	..
Ver. Königreich	8.7	54.3	14.5	-0.5	26.2	10.0	24.1	0.4
Ver. Staaten	5.6	42.1	9.4	-1.5	27.7	16.4	25.6	-1.6
OECD24[5]	15.8	69.7	21.9	-1.5	31.1	18.4	29.3	-1.3

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421775735806

1. Daten für Mitte der 1990er Jahre sind nur ohne Steuern verfügbar.
2. Die Veränderungen beziehen sich auf den Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000.
3. Die Daten zu Niveau und Veränderungen beruhen auf zwei unterschiedlichen Quellen.
4. Die Daten zu den öffentlichen monetären Leistungen sind nach Steuern angegeben (d.h. die Steuern sind nicht getrennt ausgewiesen).
5. Durchschnitt der 24 OECD-Länder mit Daten über die öffentlichen monetären Bruttotransfers wie auch über die entrichteten Steuern (d.h. alle in der Tabelle aufgeführten Länder außer Griechenland, Mexiko, Portugal, Spanien, Türkei und Ungarn) .

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Deutschland, Griechenland, Italien, Norwegen, Portugal, der Slowakischen Republik, Spanien und der Tschechischen Republik zwischen 20% und 30% und übersteigen in Belgien, Frankreich, Luxemburg, Österreich, Polen, Schweden und Ungarn 30% des Haushaltseinkommens. Seit Mitte der 1990er Jahre ist der prozentuale Anteil der Transfers am Haushaltseinkommen in der Mehrzahl dieser Länder gesunken, besonders stark in Finnland und Schweden nach der Erholung von der tiefen Rezession Anfang der 1990er Jahre, aber auch in Irland auf Grund des raschen Wirtschaftswachstums. An Bedeutung zugenommen haben die monetären Transferleistungen vor allem in der Türkei und Japan sowie in Deutschland.

Es überrascht nicht, dass die monetären Transfers an die Bevölkerung im Rentenalter am bedeutendsten sind, sie machen im Durchschnitt zwei Drittel ihres Einkommens aus, in Belgien, Frankreich, Italien, Luxemburg und Schweden erreichen sie mehr als 90% und in Österreich sogar über 100%. In Australien, Irland, Japan, Kanada, den Niederlanden, der Türkei, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten betragen sie nur etwa die Hälfte des Haushaltseinkommens der älteren Bevölkerungsgruppen, und sind in Korea, Mexiko und offenbar auch Finnland am wenigsten signifikant[8]. Für Haushalte mit einem Vorstand im erwerbsfähigen Alter sind die Leistungen weit weniger bedeutend, sie machen im Durchschnitt etwa 15% des Haushaltseinkommens aus, reichen aber von 3-6% in Korea, Mexiko und den Vereinigten Staaten bis zu 30% in Polen.

Auch bei den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben gibt es große Unterschiede. In Korea sind diese niedrig, wohingegen sie in Schweden über 40% und in Dänemark sowie Island über 50% des verfügbaren Haushaltseinkommens ausmachen[9]. Das Niveau der Steuer- und Abgabenbelastung – wie es in den Haushaltserhebungen gemessen wird – ist seit Mitte der 1990er Jahre im Durchschnitt um etwa 1 Prozentpunkt gesunken, was dem auf der Transferseite verzeichneten Rückgang entspricht, wobei es in den Niederlanden, Kanada, Deutschland, Irland und Finnland zu stärkeren Abnahmen kam. Es tritt jedoch klar zu Tage, dass das Verhältnis zwischen Steuern und Transfers von Land zu Land unterschiedlich ist. In den Vereinigten Staaten beispielsweise betragen die von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben – unter Zugrundelegung der dort verwendeten Haushaltserhebungsdaten – (mit 26% des Haushaltseinkommens) nahezu das Dreifache der empfangenen öffentlichen monetären Transfers. Das andere Extrem bilden Frankreich, Luxemburg, die Slowakische Republik und die Tschechische Republik, wo die empfangenen Transfers einen größeren Anteil des verfügbaren Haushaltseinkommens ausmachen als die entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben. Diese Diskrepanzen erklären sich in erster Linie aus der Tatsache, dass die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung – über die in diesen und einigen anderen Ländern ein Großteil der Wohlfahrtsleistungen finanziert wird – direkt vom Arbeitgeber an den Staat entrichtet werden, also nicht über den Haushaltssektor gehen, und deshalb in den Erhebungen über Haushaltseinkommen nicht erfasst werden.

Tabelle 4.3 zeigt, wie sich die öffentlichen Transfers und die Steuern im OECD-Vergleich auf die verschiedenen Einkommensgruppen verteilen. Als Messgröße wird hier der Konzentrationskoeffizient herangezogen, der in Kapitel 3 (Anmerkung 14) definiert ist, da die Personen entsprechend ihrem verfügbaren Einkommen und nicht den von ihnen empfangenen öffentlichen Transfers eingestuft sind, kann der Konzentrationskoeffizient der Transfers ein negatives Vorzeichen aufweisen (in Fällen, in denen der Anteil einkommensschwächerer Gruppen an den Transferleistungen ihren Anteil am verfügbaren Einkommen übersteigt) – wobei niedrigere und stärker negative Werte eine größere Progressivität implizieren. In allen Ländern sind die monetären Transfers progressiver verteilt als das Markteinkommen, wodurch die Ungleichheiten reduziert werden. Die Verteilung der monetären Transfers auf die Gesamtbevölkerung ist in Australien mit großem Abstand am progressivsten, gefolgt von Neuseeland, Dänemark, dem Vereinigten Königreich, Finnland und Irland, während sie in Mexiko, der Türkei, Portugal und Polen am wenigsten progressiv verläuft. Mit Ausnahme von Portugal und der Türkei werden die Transfers an Personen im erwerbsfähigen Alter progressiver verteilt als an solche im Rentenalter, wenngleich die Unterschiede in Griechenland, Island, Polen und Portugal ebenso wie in Italien, Luxemburg und Spanien gering sind. Die Rangfolge der Länder ist bei den Transfers an Personen im Rentenalter und im erwerbsfähigen Alter weitgehend ähnlich, die progressivste Verteilung bei den Transferleistungen an Personen im Rentenalter weist jedoch nicht Australien, sondern Finnland auf.

Der zweite Teil von Tabelle 4.3 bietet einen Überblick über die Verteilung der von den privaten Haushalten entrichteten Steuern (Einkommensteuer und Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung). Da die Steuern vom Haushaltseinkommen abgezogen werden, implizieren höhere Werte des Konzentrationskoeffizienten eine progressivere Verteilung der Steuern der privaten Haushalte. Am progressivsten sind die Steuern und Abgaben in den Vereinigten Staaten verteilt, was wahrscheinlich darauf zurückzuführen ist, dass rückzahlbare Steuergutschriften, wie die Steuergutschrift auf Arbeitseinkommen oder die Steuergutschrift für Kinder, hier eine vergleichsweise größere Rolle spielen. Insgesamt betrachtet gibt es bei der Progressivität der Steuern zwischen den

Tabelle 4.3 **Progressivität von Transferleistungen und Steuern**

Konzentrationskoeffizienten[1] für monetäre Transfers und Steuern, Mitte der 2000er Jahre

	Öffentliche monetäre Transfers			Steuern		
	Erwerbsalter	Rentenalter	Insgesamt	Erwerbsalter	Rentenalter	Insgesamt
Australien	-0.431	-0.080	-0.400	0.492	0.816	0.533
Belgien	-0.141	0.169	-0.120	0.363	0.420	0.398
Dänemark	-0.303	-0.054	-0.316	0.332	0.336	0.349
Deutschland	-0.066	0.175	0.013	0.439	0.485	0.468
Finnland	-0.258	-0.138	-0.219	0.419	0.444	0.428
Frankreich	0.098	0.285	0.136	0.354	0.474	0.374
Griechenland[2]	0.176	0.202	0.115	..	..	..
Irland	-0.205	-0.001	-0.214	0.531	0.782	0.570
Island	0.018	0.037	-0.041	0.257	0.296	0.267
Italien	0.158	0.225	0.135	0.512	0.623	0.546
Japan	0.020	0.121	0.010	0.356	0.429	0.378
Kanada	-0.173	-0.006	-0.152	0.472	0.586	0.492
Korea	0.040	0.282	-0.012	0.363	0.462	0.380
Luxemburg	0.075	0.145	0.085	0.404	0.430	0.420
Mexiko[2]	0.407	0.518	0.373	..	..	..
Neuseeland	-0.331	-0.011	-0.345	0.485	0.249	0.498
Niederlande	-0.223	-0.014	-0.198	0.436	0.705	0.471
Norwegen	-0.177	0.074	-0.183	0.355	0.433	0.376
Österreich	0.130	0.256	0.157	0.365	0.464	0.381
Polen[2]	0.173	0.198	0.185	0.382	0.325	0.379
Portugal[2]	0.315	0.295	0.247	..	..	..
Schweden	-0.153	0.090	-0.145	0.330	0.312	0.337
Schweiz	-0.176	0.015	-0.170	0.211	0.202	0.223
Slowak. Rep.	-0.030	0.104	-0.056	0.388	0.726	0.422
Spanien[2]	0.102	0.175	0.063	..	..	..
Tschech. Rep.	-0.151	0.037	-0.154	0.424	0.789	0.471
Türkei[2]	0.320	0.288	0.347	..	..	..
Ungarn[2]	-0.025	0.119	-0.016	..	..	..
Ver. Königreich	-0.347	0.035	-0.275	0.486	0.614	0.533
Ver. Staaten	-0.115	0.105	-0.089	0.549	0.658	0.586
OECD24[3]	-0.107	0.085	-0.099	0.404	0.502	0.428

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421784425386

1. Der Konzentrationskoeffizient wird genauso berechnet wie der Gini-Koeffizient der Haushaltseinkommen, so dass ein Wert von null bedeuten würde, dass alle Einkommensgruppen einen gleich hohen Anteil an Transfers erhalten oder an Steuern und Abgaben entrichten. Jedoch sind die Personen nach ihrem äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft.
2. Die Daten zu den öffentlichen monetären Transfers sind nach Steuern angegeben (d.h. die Steuern sind nicht getrennt ausgewiesen).
3. Durchschnitt der 24 OECD-Länder mit Daten über die öffentlichen monetären Bruttotransfers wie auch über die entrichteten Steuern (d.h. alle in der Tabelle aufgeführten Länder außer Griechenland, Mexiko, Portugal, Spanien, Türkei und Ungarn).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Ländern geringere Unterschiede als im Fall der Transfers. Nach den Vereinigten Staaten zeigen die englischsprachigen Länder – Irland, Australien, Vereinigtes Königreich, Neuseeland und Kanada – generell die progressivste Verteilung, zusammen mit Italien, gefolgt von den Niederlanden, der Tschechischen Republik und Deutschland. Am wenigsten progressiv sind die Steuern in der Regel in den nordischen Ländern, Frankreich und der Schweiz. In den meisten, aber nicht allen Ländern ist die Besteuerung bei der Bevölkerung im Rentenalter progressiver als bei der im Erwerbsalter, was auf die Existenz verschiedener Steuervergünstigungen für Rentner mit niedrigem Einkommen zurückzuführen ist.

Die Progressivität der Transfers variiert auch je nach Leistungsart beträchtlich; am stärksten ist sie beim Wohngeld (da dieses generell einkommensbezogen ist), bei den „sonstigen Leistungen" (darunter Sozialhilfe), den Arbeitslosengeldleistungen sowie den familienabhängigen monetären

Leistungen (Tabelle 4.4). Das Wohngeld ist in den nordischen Ländern am progressivsten verteilt, während die familienabhängigen Leistungen in den Vereinigten Staaten und anderen englischsprachigen Ländern, in denen Einkommensprüfungen üblicher sind, am progressivsten verlaufen.

Allerdings hängt die Progressivität des Steuersystems auch vom Niveau der Ungleichheit des zu versteuernden Einkommens ab, wobei die effektive Progressivität eines gegebenen Steuertarifs in einem Land mit einer ungleicheren Verteilung des zu versteuernden Einkommens größer sein dürfte. In Tabelle 4.5 wird eine Berichtigung um diesen Effekt vorgenommen, indem einmal der Konzentrationskoeffizient der Steuern der privaten Haushalte dividiert durch den Gini-Koeffizienten des Markteinkommens gezeigt wird (dritte Spalte), und zum anderen der Anteil der von den reichsten 10% der Bevölkerung gezahlten Steuern im Vergleich zu dem von ihnen bezogenen Markteinkommen (sechste Spalte). Unter Zugrundelegung des Konzentrationskoeffizienten der Steuern der privaten Haushalte haben die Vereinigten Staaten das progressivste Steuersystem und beziehen den Löwenanteil der Steuern von den reichsten 10% der Bevölkerung. Auf dieses oberste Dezil entfällt in den Vereinigten Staaten aber auch einer der höchsten Anteile am Markteinkommen in den OECD-Ländern. Nach einer Standardisierung der Daten zur Bereinigung um diese fundamentale

Tabelle 4.4 **Progressivität der monetären Transfers nach Leistungsart**

Konzentrationskoeffizienten für monetäre Transfers, Mitte der 2000er Jahre

	Alters-rente	Erwerbsunfähig-keitsrente	Verletzten-rente	Hinter-bliebenenrente	Familienbezogene Leistungen	Arbeitslosen-geldleistungen	Wohn-geld	Sonstige Leistungen
Australien	-0.47	-0.35	..	-0.30	-0.33	-0.44	..	-0.40
Belgien	-0.09	-0.27	-0.13	-0.14	0.03	-0.22	-0.15	-0.50
Dänemark	-0.49	-0.18	..	..	-0.04	-0.22	-0.58	-0.37
Deutschland	0.10	..	0.07	-0.04	-0.04	-0.28	0.00	-0.24
Finnland	-0.44	0.07	0.12	0.02	-0.07	-0.24	-0.61	-0.39
Frankreich	0.25	0.14	..	0.05	-0.13	0.08	-0.55	-0.23
Griechenland	0.15	0.06	0.25	0.02	-0.02	0.04	-0.17	-0.11
Irland	-0.32	-0.27	0.27	0.08	-0.21	-0.07	-0.46	0.02
Italien	0.22	0.90	..	..	-0.52	-0.04	..	-0.05
Japan	0.02	..	..	..	..	-0.11	..	-0.33
Kanada	-0.11	..	.	..	-0.46	-0.06	..	-0.22
Luxemburg	0.17	0.00	..	0.13	-0.02	-0.09	-0.41	-0.52
Neuseeland	-0.32	-0.35	-0.41	0.02	-0.43	-0.38	-0.37	-0.14
Niederlande	-0.16	-0.11	..	-0.14	-0.36	0.03	-0.65	-0.37
Norwegen	-0.27	-0.06	..	-0.18	-0.06	-0.12	-0.65	-0.24
Österreich	0.25	0.14	0.16	0.00	-0.09	-0.17	-0.48	-0.05
Polen	0.26	0.04	0.40	0.15	-0.22	0.13	-0.26	-0.13
Portugal	0.33	0.03	..	0.03	..	0.20	0.13	-0.77
Schweden	-0.19	0.25	0.25	..	-0.07	-0.10	-0.66	-0.16
Schweiz	-0.19	..	..	..	-0.02	-0.15	..	-0.29
Slowak. Rep.	0.00	-0.19	-0.01	0.24	-0.01	-0.07	0.84	-0.59
Spanien	0.04	0.11	0.14	0.05	0.35	0.02	0.48	0.02
Tschech. Rep.	-0.11	-0.06	..	0.19	-0.26	-0.28	-0.66	-0.36
Türkei	0.37	0.07	..	0.25	0.17	0.08	..	0.52
Ungarn	0.01	..	..	..	-0.06	-0.25	..	-0.17
Ver. Königreich	-0.21	-0.20	..	..	..	..	..	-0.37
Ver. Staaten	-0.04	..	..	..	-0.56	0.07	..	-0.10
OECD27	-0.05	-0.01	0.10	0.02	-0.14	-0.10	-0.29	-0.24

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421827523148

Anmerkung: Die Daten beziehen sich für alle Länder auf Mitte der 2000er Jahre. Die Daten beziehen sich auf die öffentlichen monetären Bruttotransfers (d.h. vor Steuern) für alle Länder außer Griechenland, Irland, Mexiko, Polen, Portugal, Spanien, Türkei und Ungarn (wo die Erhebungsdaten zu den Transfers nach Steuern angegeben sind). OECD27 ist der Durchschnitt aller Länder, für die Daten verfügbar sind.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Tabelle 4.5 **Alternative Messgrößen der Steuerprogressivität in OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre**

	A. Konzentration der Steuern und Markteinkommen			B. Prozentualer Anteil des reichsten Dezils		
	1. Konzentrationskoeffizient der Steuern	2. Gini-Koeffizient des Markteinkommens	3. Verhältnis der Konzentrationskoeffizienten (1/2)	1. Steueranteil des reichsten Dezils	2. Anteil des reichsten Dezils am Markteinkommen	3. Verhältnis der Anteile für das reichste Dezil (1/2)
Australien	0.53	0.46	1.16	36.8	28.6	1.29
Belgien	0.40	0.49	0.80	25.4	27.1	0.94
Dänemark	0.35	0.42	0.84	26.2	25.7	1.02
Deutschland	0.47	0.51	0.92	31.2	29.2	1.07
Finnland	0.43	0.39	1.11	32.3	26.9	1.20
Frankreich	0.37	0.48	0.77	28.0	25.5	1.10
Irland	0.57	0.42	1.37	39.1	30.9	1.26
Island	0.27	0.37	0.72	21.6	24.0	0.90
Italien	0.55	0.56	0.98	42.2	35.8	1.18
Japan	0.38	0.44	0.85	28.5	28.1	1.01
Kanada	0.49	0.44	1.13	35.8	29.3	1.22
Korea	0.38	0.34	1.12	27.4	23.4	1.17
Luxemburg	0.42	0.45	0.92	30.3	26.4	1.15
Neuseeland	0.50	0.47	1.05	35.9	30.3	1.19
Niederlande	0.47	0.42	1.11	35.2	27.5	1.28
Norwegen	0.38	0.43	0.87	27.4	28.9	0.95
Österreich	0.38	0.43	0.88	28.5	26.1	1.10
Polen	0.38	0.57	0.67	28.3	33.9	0.84
Schweden	0.34	0.43	0.78	26.7	26.6	1.00
Schweiz	0.22	0.35	0.63	20.9	23.5	0.89
Slowak. Rep.	0.42	0.46	0.92	32.0	28.0	1.14
Tschech. Rep.	0.47	0.47	0.99	34.3	29.4	1.17
Ver. Königreich	0.53	0.46	1.16	38.6	32.3	1.20
Ver. Staaten	0.59	0.46	1.28	45.1	33.5	1.35
OECD24	0.43	0.45	0.96	31.6	28.4	1.11

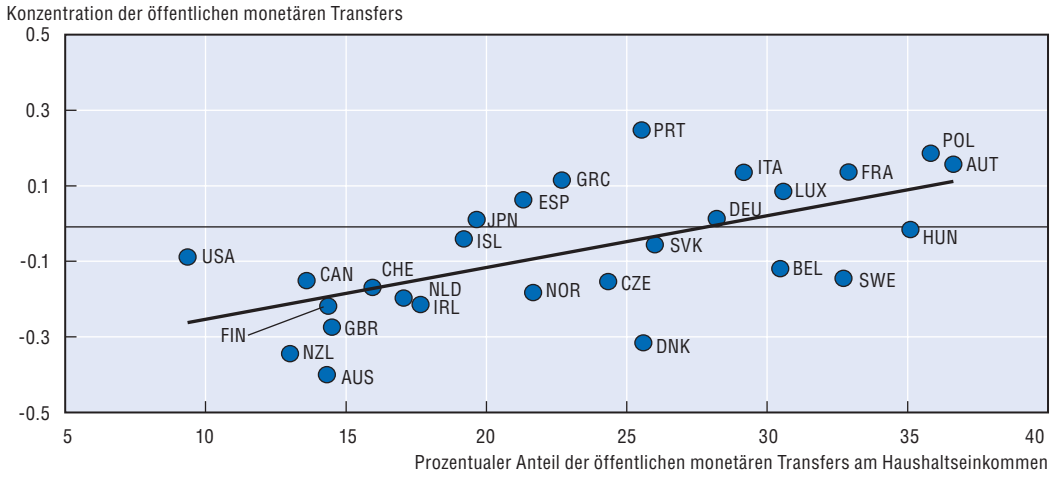
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422013187855

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Ungleichheit weist Irland gemessen am Verhältnis zwischen den Konzentrationskoeffizienten der Steuern der privaten Haushalte und des Markteinkommens das progressivste Steuersystem auf, während Australien und die Vereinigten Staaten die meistens Steuern von Personen einnehmen, die in Bezug auf den Anteil des von ihnen verdienten Markteinkommens im oberen Dezil angesiedelt sind.

Welcher Zusammenhang besteht zwischen dem Niveau der öffentlichen Ausgaben für monetäre Transfers und der Progressivität der Ausgabenprogramme? Mit anderen Worten, haben OECD-Länder mit progressiveren monetären Programmen im Vergleich zu anderen Ländern höhere oder niedrigere Sozialausgaben? Einen gewissen Aufschluss gibt Abbildung 4.2, in der der Anteil der öffentlichen monetären Transfers in Prozent des auf der Basis von Erhebungen gemessenen äquivalenzgewichteten Haushaltsnettoeinkommens ihrem Konzentrationsniveau in unterschiedlichen OECD-Ländern gegenübergestellt ist. Aus der Abbildung geht hervor, dass zwischen der Progressivität der Leistungen und dem Ausgabenniveau ein negativer Zusammenhang besteht, wobei höhere Ausgabenniveaus mit einer geringeren Progressivität einhergehen (so haben beispielsweise die Länder im unteren linken Teil der Abbildung geringere Sozialausgaben, aber progressivere Systeme). Hingegen weisen OECD-Länder mit niedrigerem Einkommen, wie Mexiko und die Türkei (die zusammen mit Korea auf Grund ihres weniger umfassenden Systems der sozialen Sicherung in der Abbildung unberücksichtigt bleiben), sowohl ein niedriges Ausgabenniveau als auch eine geringe Progressivität auf.

Abbildung 4.2 **Niveau und Konzentration öffentlicher monetärer Transfers in OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421677605615

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

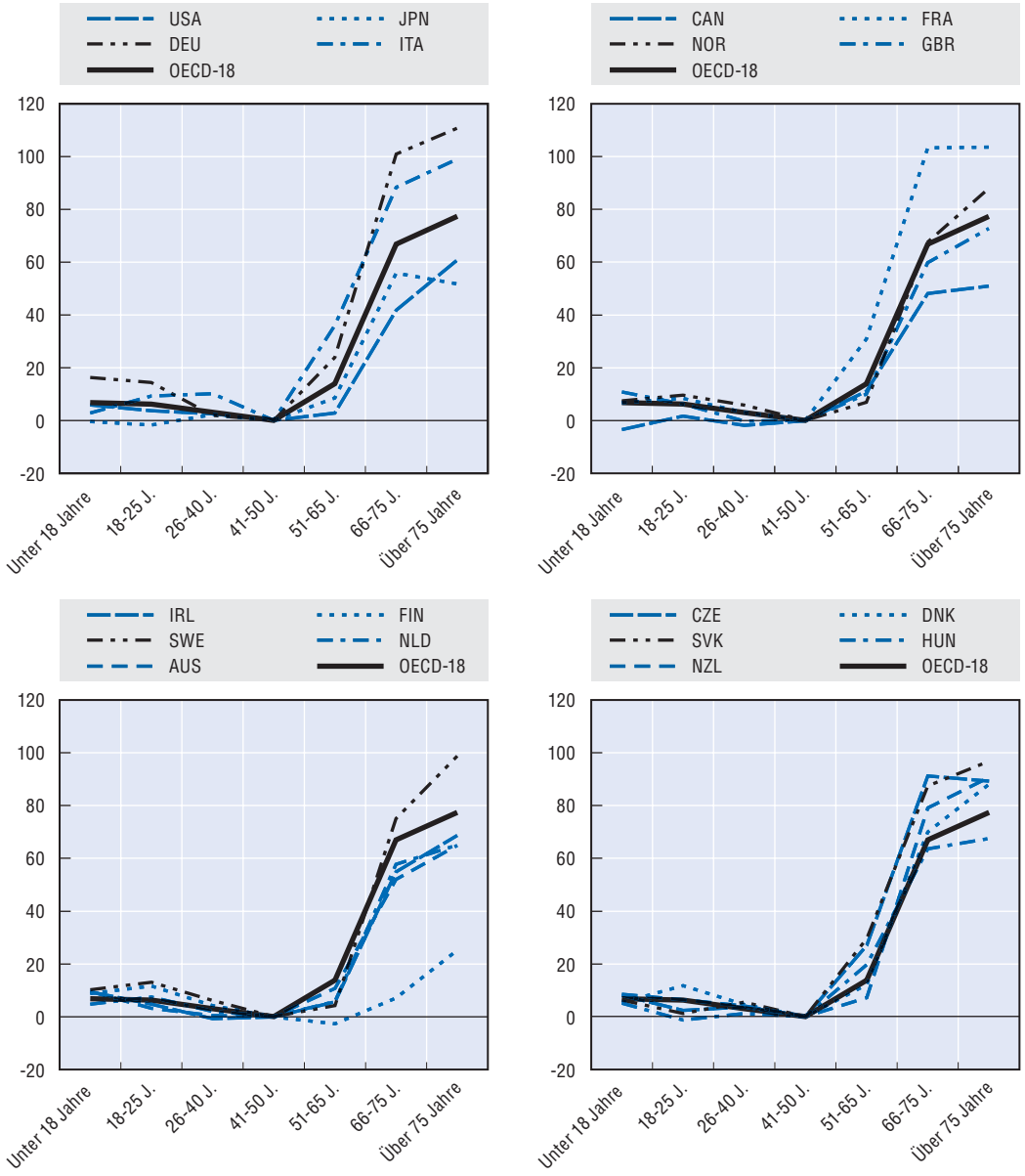
Die Rolle der öffentlichen Transferleistungen (und der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben) schwankt auch mit individuellen Merkmalen wie dem Alter. Eine diesbezügliche Messgröße ist in Abbildung 4.3 dargestellt, die den Anteil der Nettoleistungen (öffentliche monetäre Transfers abzüglich direkte Steuern und Sozialabgaben) für verschiedene Altersgruppen zum entsprechenden Wert für Personen zwischen 41 und 50 Jahren in Bezug setzt. Die Nettoleistungsquoten sind für Personen im Rentenalter im Allgemeinen positiv und für jüngere Menschen generell negativ. Im Vergleich zu den Nettoleistungsquoten der Referenzgruppe im Alter von 41-50 Jahren (die Altersgruppe, die im Verhältnis zu den empfangenen Leistungen die höchsten Steuern entrichtet) sind Kinder unter 18 Jahren nur geringfügig besser gestellt. Es bestehen zwischen den Ländern jedoch große Unterschiede in Bezug auf diese Profile, die in Deutschland, Italien und Schweden wesentlich steiler verlaufen als in Australien, Kanada und den Vereinigten Staaten. Diese altersbezogenen Einkommensprofile sind nicht nur wegen ihres Einflusses auf die derzeitige Verteilung der Haushaltseinkommen von Bedeutung, sondern auch, weil sie Hinweise dafür liefern, wie sich demografische Veränderungen in Zukunft in höheren öffentlichen Ausgaben niederschlagen können (Dang et al., 2006).

Wie viel Umverteilung erfolgt über öffentliche monetäre Transfers und über Steuern?

Die direkteste Möglichkeit, den Effekt der öffentlichen monetären Transfers und der Steuern auf die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen zu veranschaulichen, besteht darin, ein und dieselbe Messgröße der Ungleichheit für alle in Tabelle 4.1 beschriebenen Einkommenskonzepte zu berechnen und zu vergleichen. Zwar spiegeln solche Vergleiche Unterschiede zwischen den Ländern bei der Größenordnung und Struktur der sozialen Sicherungssysteme und der Steuersysteme wider, sie liefern aber nützliche summarische Indikatoren für Ländervergleiche und die Evaluierung von Veränderungen im Zeitverlauf. Die Darlegungen in diesem Abschnitt beziehen sich nur auf jene OECD-Länder, für die Daten *sowohl* zu den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben als auch zu den öffentlichen Bruttotransfers zur Verfügung standen (24 Länder mit Daten für das zuletzt betrachtete Jahr, unter Ausklammerung von Griechenland, Island, Mexiko, Polen, Portugal, Spanien, Türkei und Ungarn bei der Niveauanalyse, und 19 Länder für die Analyse der Veränderungen seit 1995, wobei zusätzlich Belgien, Korea, Österreich, die Slowakische Republik und die Tschechische Republik unberücksichtigt bleiben).

Abbildung 4.3 **Anteil der öffentlichen Nettoleistungen am verfügbaren Einkommen jeder Altersgruppe, Mitte der 2000er Jahre**

Unterschiede in Prozentpunkten im Verhältnis zum Anteil der Altersgruppe 41-50 Jahre



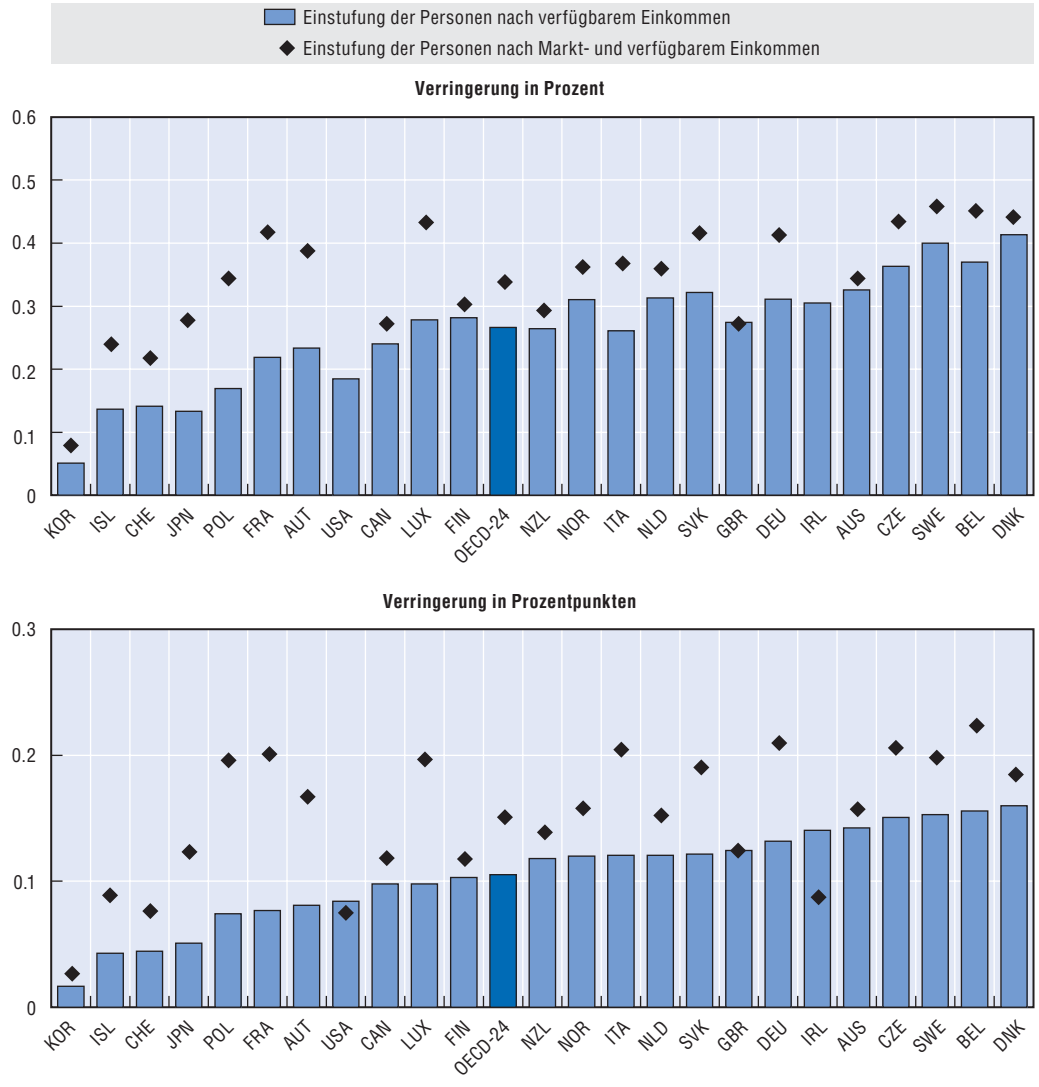
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421743352747

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Abbildung 4.4 zeigt zwei Messgrößen für die „Effektivität" des Steuer- und Transfersystems im Hinblick auf eine Reduzierung der Einkommensungleichheiten: zum einen die prozentuale Verringerung der Einkommensungleichheit beim Übergang vom Markteinkommen zum verfügbaren Einkommen (im oberen Teil) und zum anderen die absolute Differenz zwischen diesen beiden Messgrößen in Prozentpunkten (im unteren Teil). Berechnet werden diese Messgrößen auf zweierlei Weise.

Abbildung 4.4 **Unterschiede bei der Ungleichheit vor bzw. nach Steuern und Transfers in OECD-Ländern**

Unterschiede bei den Konzentrationskoeffizienten um 2005



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421744352206

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge der beim Konzentrationskoeffizienten über Steuern und öffentliche monetäre Transfers erreichten Verringerung in Prozentpunkten dargestellt, auf der Basis einer Einstufung der Personen nach ihrem verfügbaren Haushaltseinkommen. Die Balken werden auf der Grundlage gruppierter Daten für das durchschnittliche Markt- und verfügbare Einkommen berechnet, nach Dezilen, in die die Personen entsprechend ihrem verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind. Die Rauten werden auf der Basis individueller Daten berechnet und beruhen auf der Einstufung der Personen nach ihrem verfügbaren Markteinkommen (für den Gini-Koeffizienten des Markteinkommens) und nach ihrem verfügbaren Einkommen (für den Gini-Koeffizienten des verfügbaren Einkommens).

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

- Bei der ersten Methode (durch Rauten dargestellt) wird die Ungleichheit bei der Verteilung des Markteinkommens anhand einer Einstufung der Personen nach ihrem Markteinkommensniveau berechnet. Unter Zugrundelegung dieser Messgröße verringern die Steuer- und Transfersysteme im Durchschnitt der 24 untersuchten Länder die Einkommensungleichheit um etwa ein Drittel (d.h. rd. 0,15 Gini-Punkte), wobei sich die Rückgänge zwischen etwa 45% in Dänemark, Schweden sowie Belgien und weniger als 8% in Korea bewegen.

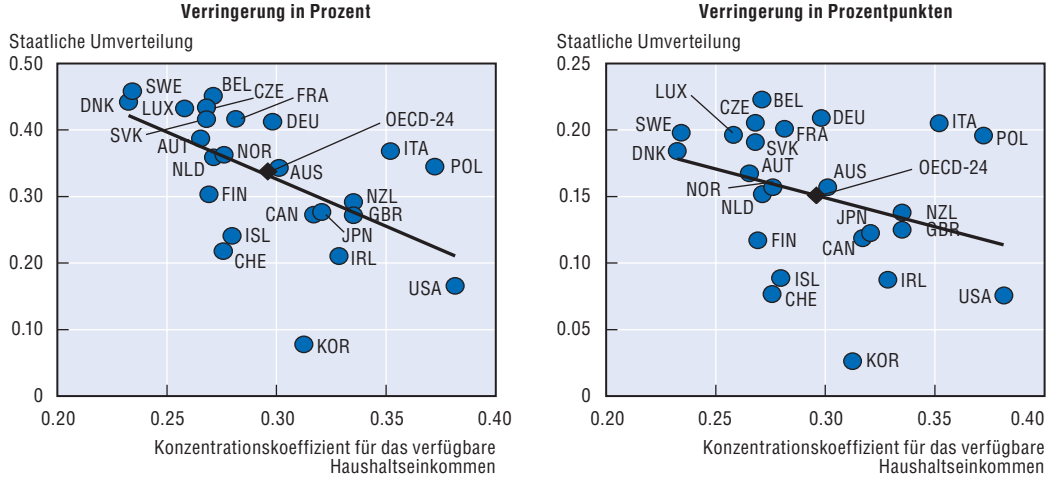
- Bei der zweiten Methode (durch Balken dargestellt) beruht der Gini-Koeffizient des Markteinkommens auf der Einstufung der Personen entsprechend ihrem verfügbaren Einkommen, d.h. ihrer Position „nach" der Umverteilung und nicht ihrer Position „vor" der Umverteilung. Unter Zugrundelegung dieser zweiten Messgröße beträgt die über das Steuer- und Transfersystem erreichte Umverteilung etwas mehr als ein Viertel (d.h. 0,11 Punkte), wobei die Reduzierungen von etwa 40% in Schweden und Dänemark bis zu 5% in Korea reichen.

Die Differenz zwischen diesen beiden Messgrößen der Umverteilung ergibt sich aus dem Effekt des Reranking einiger Haushalte infolge von Sozialleistungsprogrammen (Ankrom, 1993). Dieser Unterschied ist insofern von Interesse, als eine der Einschränkungen des Standardkonzepts für die Messung der Umverteilung mit dem Referenzwert zusammenhängt, in Bezug auf den die Umverteilungswirkung gemessen wird. Layard (1977) vertritt beispielsweise die Auffassung, dass das Standardkonzept den Umverteilungseffekt des Wohlfahrtsstaats überzeichnet, da es unterstellt, dass die unterschiedlichen Niveaus der staatlichen Sozialausgaben und der Besteuerung keinen Verhaltenseffekt auf die Verteilung der Markteinkommen haben. Vor allem in Ländern mit großzügigen gesetzlichen Rentenleistungen impliziert das Standardkonzept für die Bezieher mittlerer Einkommen, dass sie mit dem Eintritt in den Ruhestand in Bezug auf ihr Markteinkommen plötzlich arm werden, nur weil der Staat und nicht der Markt ihre Renten zahlt: Großzügige verdienstabhängige Renten werden dann als ein sehr wirksames Instrument zum Abbau von Ungleichheiten beurteilt, z.T. deshalb, weil sie es Rentnern mit mittlerem Einkommen ermöglichen, bei der Einstufung zu ihrer Position vor dem Übergang in den Ruhestand zurückzukehren. Ein Vergleich zwischen diesen beiden alternativen Messgrößen legt den Schluss nahe, dass sich in einigen OECD-Ländern ein sehr signifikanter Teil der mit Hilfe des Standardkonzepts gemessenen Umverteilung aus einem derartigen Reranking von Personen erklärt. Die Länder mit dem stärksten Rerankingeffekt sind denn auch jene, in denen die staatlichen Renten über 90% des verfügbaren Gesamteinkommens der Bevölkerung im Rentenalter ausmachen – Belgien, Frankreich, Italien, Luxemburg, Österreich und Schweden. Demgegenüber ist das Reranking in Korea, den Vereinigten Staaten, Kanada, Finnland, dem Vereinigten Königreich, Irland und Australien, wo die staatlichen Renten höchstens 50% des verfügbaren Einkommens der Rentner entsprechen, ein weniger verbreitetes Phänomen.

Länder, die die größte Umverteilung über das Steuer- und Transfersystem erreichen, verzeichnen im Allgemeinen beim verfügbaren Haushaltseinkommen die geringste Ungleichverteilung, wenngleich es diesbezüglich zwischen den Ländern große Unterschiede gibt (vor allem bei Betrachtung der Veränderungen in Prozentpunkten, Abb. 4.5). So ist das Niveau der Ungleichheit beim verfügbaren Einkommen in Island und der Schweiz dem in Belgien und der Tschechischen Republik ähnlich, obwohl der Effekt des Wohlfahrtsstaats in den beiden letztgenannten Ländern wesentlich größer ist; ferner erzielen Schweden und Dänemark eine nahezu doppelt so starke Verringerung der Ungleichheiten wie die Vereinigten Staaten, bei einem auf der Ebene der Haushaltsnettoeinkommen etwa halb so hohen Niveau der Ungleichheit wie in den Vereinigten Staaten.

Außerdem ist es möglich, die Größenordnung der mit jedem der beiden Instrumente erreichten Umverteilung zu vergleichen. Zu diesem Zweck können verschiedene Konzepte verwendet werden, bei denen aber unterschiedliche Datenanforderungen bestehen und die zu divergierenden Erkenntnissen führen können. Eine einfache Methode, die mit den verfügbaren Daten eingesetzt werden kann, ist eine Analyse des Unterschieds zwischen den Konzentrationskoeffizienten für das Markteinkommen und das Bruttoeinkommen nach Transferleistungen als Messgröße für den Effekt öffentlicher monetärer Transfers ebenso wie des Unterschieds zwischen den Konzentrationskoeffizienten für das Bruttoeinkommen nach Transferleistungen und dem verfügbaren Einkommen als Messgröße für den Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben (Abb. 4.6)[10]. Zur Wahrung der Kohärenz mit der in Abbildung 4.4 zur Berechnung der Ungleichheit sowohl beim Markteinkommen und verfügbaren Einkommen verwendeten bevorzugten Messgröße werden die Personen nach ihrem verfügbaren Einkommen eingestuft, so dass der oben erörterte Reranking-Effekt ausgeschaltet wird. Auf der Basis dieses Konzepts ist die Umverteilungswirkung öffentlicher monetärer Transfers doppelt so stark wie die der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben, wenngleich die Vereinigten Staaten als einziges Land über das Steuersystem eine stärkere Umverteilung erreichen als über das Transfersystem. Eine Sonderstellung nehmen Korea und Japan mit einem sehr geringen Umverteilungseffekt des Steuersystems ein[11].

Abbildung 4.5 **Nivellierungseffekt der öffentlichen monetären Transfers und Steuern der privaten Haushalte und bestehender Zusammenhang mit der Einkommensungleichheit, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421751173340

Anmerkung: Die staatliche Umverteilung wird anhand der Veränderung der Konzentrationskoeffizienten für das Markt- und das verfügbare Einkommen gemessen, wobei die Personen nach ihrem verfügbaren Einkommen eingestuft sind. Berechnet wird diese Messgröße auf der Grundlage des durchschnittlichen (Markt- und verfügbaren) Einkommens nach Dezilen, in die die Personen nach ihrem verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind.

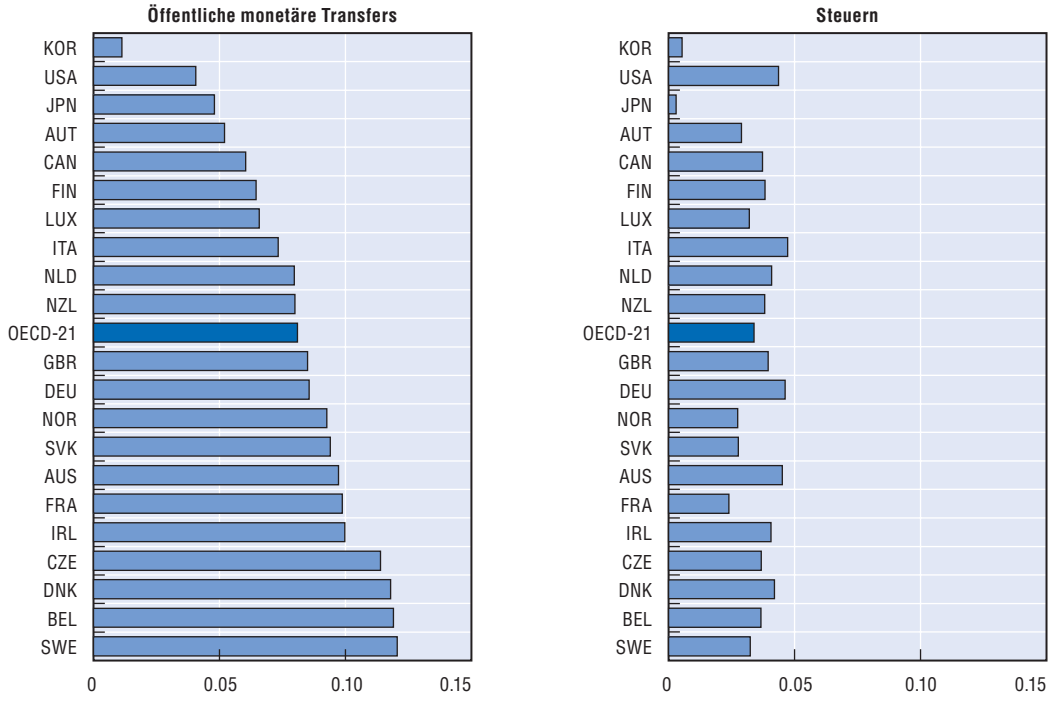
Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Unter Zugrundelegung der bevorzugten Umverteilungsmessgröße (Balken in Abb. 4.4), die den Reranking-Effekt unberücksichtigt lässt, entspricht der kombinierte Effekt der Transfers und Steuern bei der Reduzierung der Ungleichheit in Irland und Australien dem in Schweden und Dänemark erzielten Ergebnis, während die Umverteilung im Vereinigten Königreich und in Neuseeland beispielsweise dem in Deutschland und den Niederlanden erreichten Niveau gleicht. Hieraus folgt, dass das höhere Niveau der Ungleichheit beim verfügbaren Einkommen in diesen vier englischsprachigen Ländern nicht auf eine geringere Effizienz des Wohlfahrtsstaats zurückzuführen ist, sondern sich vielmehr aus einer stärkeren Ungleichheit bei den Markteinkommen erklärt, und dies vor allem auf der Ebene der Haushaltserwerbseinkommen[12].

Hat sich das Ausmaß der Umverteilung im Laufe der Zeit verändert? Hierüber gibt Abbildung 4.7 Aufschluss. Länder, die über der Diagonale angesiedelt sind, erreichen heute weniger Umverteilung als in den 1990er Jahren, während die unter der Diagonale liegenden Länder mehr Umverteilung erzielen. Die Verlaufsmuster sind in den einzelnen Ländern recht unterschiedlich. Bei Betrachtung des kombinierten Effekts von staatlichen Transferleistungen und Steuern (oberer Teil) ist festzustellen, dass eine Reihe von Ländern, wie Italien, Deutschland und die Tschechische Republik, heute mehr Umverteilung erzielt als in der Vergangenheit (obwohl dies z.T. auf größere Ungleichheiten beim Markteinkommen zurückzuführen sein könnte), während andere – Finnland, Norwegen, Schweden, Irland, Kanada und die Vereinigten Staaten – heute weniger redistributive Systeme aufweisen und wieder andere kaum Veränderungen zeigen[13]. In einigen Ländern, wie beispielsweise den Niederlanden, geht ein unverändertes Niveau der Umverteilung mit einer geringeren Verteilungsungleichheit bei den verfügbaren Einkommen einher, was dem deutlichen Rückgang der Markteinkommensungleichheit (um nahezu 6 Prozentpunkte) zu verdanken ist. Wenn man die Veränderungen bei diesen beiden Instrumenten der staatlichen Umverteilung getrennt betrachtet (unterer Teil), scheint der Umverteilungseffekt der Steuern und Abgaben in Japan und Norwegen abgenommen und in Italien, Dänemark, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich zugenommen zu haben. Der Umverteilungseffekt öffentlicher monetärer Transfers ließ in Finnland und Irland nach, während in Deutschland und Italien das Gegenteil eintrat.

Abbildung 4.6 **Reduzierung der Ungleichheit durch öffentliche monetäre Transfers und Steuern der privaten Haushalte**

Reduzierung des Konzentrationskoeffizienten in Prozentpunkten



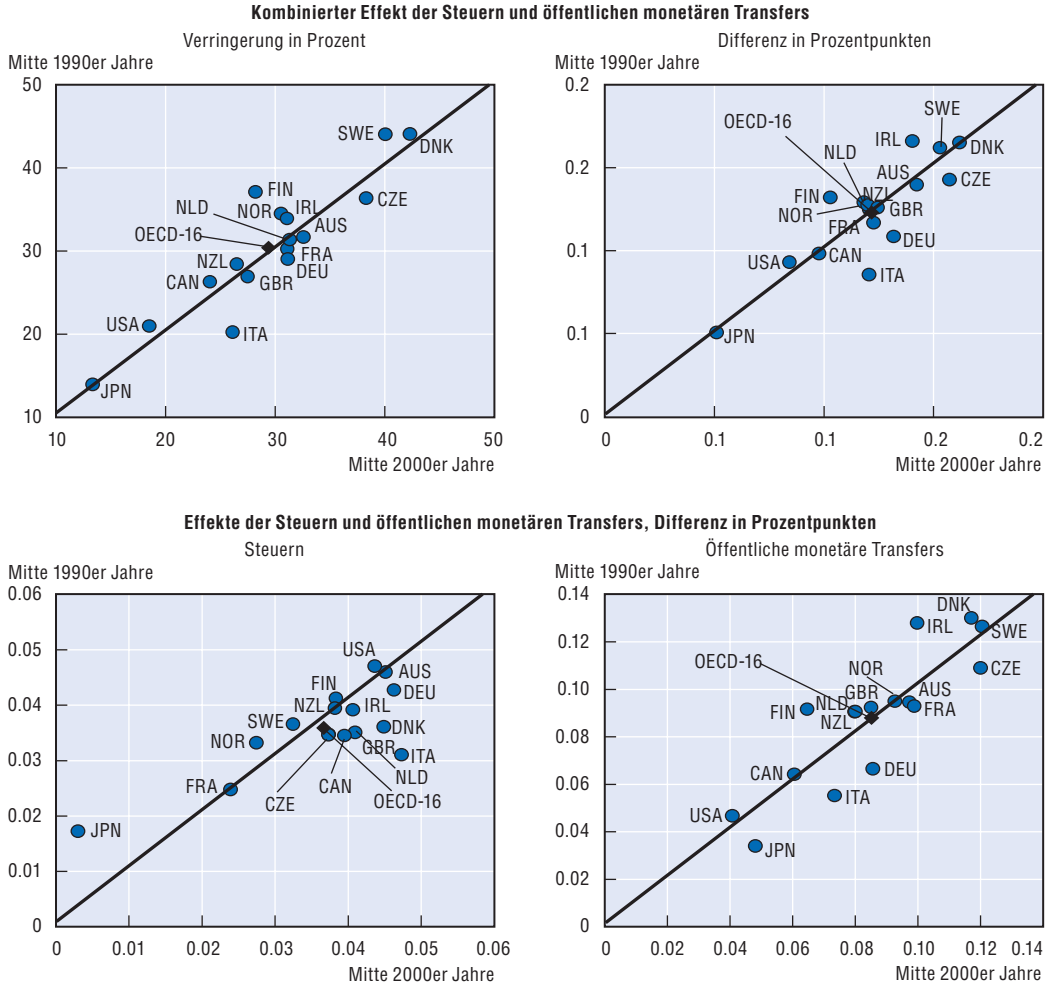
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421752256406

Anmerkung: Der Effekt öffentlicher monetärer Transfers bei der Reduzierung der Einkommensungleichheit wird gemessen als die Differenz zwischen dem Konzentrationskoeffizienten des Markteinkommens und dem des Bruttoeinkommens nach Transfers, und der Effekt der Steuern als die Differenz zwischen dem Konzentrationskoeffizienten des Bruttoeinkommens nach Transfers und dem des verfügbaren Einkommens. Die Konzentrationskoeffizienten werden auf der Grundlage von Informationen über den Anteil der Transfers und Steuern am Einkommen berechnet, wobei die Personen nach ihren äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Eine weitere Methode zur Beurteilung des Effekts unterschiedlicher staatlicher Wohlfahrtsmaßnahmen wird in Tabelle 4.6 veranschaulicht, die Messungen der Effizienz und der Effektivität der Steuer- und Transfersysteme bei der Reduzierung der Ungleichheit enthält. In Anlehnung an Beckerman (1979) wird „Effektivität" definiert als die Reduzierung des Konzentrationskoeffizienten der Einkommensungleichheit in Prozentpunkten, die sich durch die Steuern und Sozialabgaben bzw. die öffentlichen monetären Transfers in den einzelnen OECD-Ländern ergibt (Abb. 4.6), während „Effizienz" abgeleitet wird von der Messgröße der Effektivität (multipliziert mit 100), dividiert durch den jeweiligen Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen, der auf Steuern und Abgaben bzw. auf öffentliche monetäre Transfers entfällt. In Australien beispielsweise wird der Konzentrationskoeffizient des Bruttoeinkommens für jeden Prozentpunkt der von den privaten Haushalten entrichteten Steuern und Sozialabgaben um 0,193 Prozentpunkte gesenkt, während bei einem Anstieg der öffentlichen monetären Transfers um 1 Prozentpunkt die Ungleichheit beim Markteinkommen um 0,679 Prozentpunkte verringert wird (Teil C). Unter Zugrundelegung der in Teil A der Tabelle dargelegten Messgröße der „Effektivität" erzielt das Steuersystem in Italien, Deutschland, Australien, den Vereinigten Saaten, Dänemark, Irland und den Niederlanden die stärksten und in Japan, Korea und der Schweiz die schwächsten Reduzierungen der Einkommensungleichheit (zweite Spalte). Bei den öffentlichen monetären Transfers werden die größten Reduzierungen der Einkommensungleichheit in Schweden, Belgien, Dänemark und der Tschechischen Republik und die geringsten in Korea und den Vereinigten Staaten verzeichnet (dritte Spalte).

Abbildung 4.7 **Veränderungen bei den Umverteilungseffekten öffentlicher monetärer Transfers und Steuern im Zeitverlauf**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/421755213675

Anmerkung: Die staatliche Umverteilung wird gemessen als die Veränderung des Konzentrationskoeffizienten für das Markt- und verfügbare Einkommen „ohne Reranking", wobei die Berechnung auf Daten für das durchschnittliche (Markt- und verfügbare) Einkommen nach Dezilen beruht, in die die Personen nach ihrem verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind.

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Global betrachtet zeichnet die Effizienzmessgröße ein geringfügig anderes Bild als die bisher analysierten Messgrößen. Zwar erweisen sich die Transfersysteme in Bezug auf eine Reduzierung der Ungleichheit nach diesem Indikator im Vergleich zu den Steuersystemen ebenfalls als wesentlich effizienter und auch effektiver, doch ändert sich die Rangfolge einiger Länder, wenn anstelle der Konzentrationskoeffizienten der Effizienzindex zu Grunde gelegt wird. So weist beispielsweise Australien ein etwas weniger progressives Steuersystem auf als die Vereinigten Staaten (Teil D), ist aber in Bezug auf die Reduzierung der Ungleichheit etwas effizienter (Teil C).

Die Tabelle zeigt außerdem die Korrelation zwischen verschiedenen Gestaltungsmerkmalen der Sozialsysteme in den OECD-Ländern. Am höchsten sind die Korrelationen erwartungsgemäß zwischen der Konzentration und der Effizienz der Steuern und Abgaben (Teil D) sowie zwischen der Konzentration und der Effizienz der öffentlichen monetären Transfers (in diesem Fall ist die Korrelation negativ, da die progressivsten Transfersysteme, wie bereits erörtert, negative Konzentrationskoeffizienten aufweisen). Zwischen den anderen dargelegten Messgrößen besteht nur eine mittelhohe Korrelation, obgleich Effektivität und Effizienz im Falle der Steuern stärker korreliert sind als im Falle der Transfers.

Tabelle 4.6 **Effektivität und Effizienz von Steuern und Transfers bei der Reduzierung der Ungleichheit**

	A. Effektivität (Ungleichheitsreduzierung)		B. Umfang (Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen)		C. Effizienzindex A/(B/100)		D. Konzentrationsindex	
	Steuern	Öffentliche monetäre Transfers	Steuern	Öffentliche monetäre Transfers	Steuern	Öffentliche monetäre Transfers	Steuern	Öffentliche monetäre Transfers
Australien	0.045	0.097	23.4	14.3	0.193	0.679	0.533	-0.400
Belgien	0.037	0.119	38.3	30.5	0.096	0.391	0.398	-0.120
Dänemark	0.042	0.118	52.5	25.6	0.080	0.461	0.349	-0.316
Deutschland	0.046	0.086	35.5	28.2	0.130	0.303	0.468	0.013
Finnland	0.038	0.065	30.1	14.4	0.127	0.449	0.428	-0.219
Frankreich	0.020	0.056	26.0	32.9	0.079	0.171	0.374	0.136
Irland	0.041	0.100	19.4	17.7	0.210	0.565	0.570	-0.214
Italien	0.047	0.073	30.2	29.2	0.156	0.251	0.546	0.135
Japan	0.003	0.048	19.7	19.7	0.015	0.244	0.378	0.010
Kanada	0.037	0.060	25.8	13.6	0.145	0.444	0.492	-0.152
Korea	0.005	0.011	8.0	3.6	0.067	0.312	0.380	-0.012
Luxemburg	0.032	0.066	23.8	30.6	0.135	0.215	0.420	0.085
Neuseeland	0.038	0.080	29.0	13.0	0.132	0.615	0.498	-0.345
Niederlande	0.041	0.080	24.7	17.1	0.166	0.468	0.471	-0.198
Norwegen	0.027	0.093	33.2	21.7	0.082	0.427	0.376	-0.183
Österreich	0.029	0.052	33.4	36.6	0.086	0.142	0.381	0.157
Schweden	0.032	0.121	43.2	32.7	0.075	0.368	0.337	-0.145
Schweiz	-0.012	0.057	36.0	16.0	-0.034	0.355	0.223	-0.170
Slowak. Rep.	0.028	0.094	20.0	26.0	0.138	0.361	0.422	-0.056
Tschech. Rep.	0.037	0.114	21.6	24.3	0.170	0.468	0.471	-0.154
Ver. Königreich	0.039	0.085	24.1	14.5	0.164	0.586	0.533	-0.275
Ver. Staaten	0.044	0.041	25.6	9.4	0.170	0.434	0.586	-0.089
OECD22	*0.032*	*0.078*	*28.3*	*21.4*	*0.117*	*0.396*	*0.438*	*-0.114*
Nachrichtlich:								
Korrelationskoeffiz.[1]	..	0.496	0.211	0.423	0.839	0.430	0.906	-0.940

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422051243136

1. Korrelation zwischen der Effektivität der Steuern und der monetären Transfers in der zweiten Spalte, zwischen Umfang und Effektivität der Steuern bzw. Transfers jeweils in der dritten bzw. vierten Spalte, zwischen dem Effizienzindex und der Effektivität von Steuern bzw. Transfers jeweils in der fünften und sechsten Spalte und zwischen dem Konzentrationsindex und dem Effizienzindex der Steuern und Transfers jeweils in der siebten und achten Spalte.

Anmerkung: Der Effektivitätsindex ist definiert als die Reduzierung des Gini-Koeffizienten (in Prozentpunkten) der Einkommensungleichheit durch Steuern (d.h. zwischen Brutto- und Nettoeinkommen) und monetäre Transfers (d.h. zwischen Markt- und Bruttoeinkommen) in jedem OECD-Land. Der Effizienzindex ist der Effektivitätsindex der Steuern und Transfers, dividiert durch den jeweiligen Anteil der Steuern und Transfers in jedem Land. Der Konzentrationsindex der Steuern und öffentlichen monetären Transfers wird wie in Tabelle 4.2 berechnet.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Umverteilung zu Gunsten der Haushalte am unteren Ende der Einkommensskala: Interaktionen zwischen Umfang und Zielgruppenorientierung von Leistungen und Steuern

Bei der Untersuchung der Umverteilungseffekte des Steuer- und Transfersystems ist zu beachten, dass der Konzentrationskoeffizient Veränderungen im mittleren Spektrum der Verteilung größeres Gewicht beimisst, während das Augenmerk der Politikverantwortlichen u.U. stärker den Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung gilt. Über eine Analyse der Veränderungen bei den Armutsquoten hinaus (Thema von Kapitel 5) lässt sich dieses Problem auch unter Berücksichtigung des Effekts der öffentlichen monetären Transfers und der von den privaten Haushalten entrichteten Steuern und Sozialabgaben auf die untersten Einkommensgruppen angehen. Tabelle 4.7 liefert eine Messgröße der Umverteilung zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung – d.h. im untersten Einkommensquintil – einmal für die öffentlichen Bruttotransferleistungen (linker Teil) und zum anderen für die Steuern und Abgaben (rechter Teil).

Tabelle 4.7 **Umverteilung über monetäre Transfers und Steuern zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensskala, Mitte der 2000er Jahre**

	An private Haushalte gezahlte öffentliche Bruttotransfers			Von privaten Haushalten entrichtete direkte Steuern und Sozialversicherungsbeiträge			G. Nettotransfers an das unterste Quintil (C-F)
	A. Durchschnittl. Anteil am verfügb. Haushaltseinkommen	B. Anteil der an das unterste Quintil gezahlt. öffentlichen Transfers	C. Transfers an das unterste Quintil (A*B/100)	D. Durchschnittl. Anteil am verfügb. Haushaltseinkommen	E. Anteil der vom untersten Quintil gezahlt. Steuern	F. Steuern vom untersten Quintil (D*E/100)	
Australien	14.3	41.5	5.9	23.4	0.8	0.2	5.8
Belgien	30.5	24.1	7.3	38.3	3.9	1.5	5.8
Dänemark	25.6	36.0	9.2	52.5	6.1	3.2	6.0
Deutschland	28.2	17.4	4.9	35.5	2.1	0.7	4.2
Finnland	14.4	32.9	4.7	30.1	4.0	1.2	3.5
Frankreich	32.9	16.2	5.3	26.0	5.6	1.5	3.9
Irland	17.7	30.8	5.4	19.4	0.9	0.2	5.3
Italien	29.2	12.6	3.7	30.2	1.8	0.6	3.1
Japan	19.7	15.9	3.1	19.7	6.0	1.2	2.0
Kanada	13.6	25.7	3.5	25.8	2.3	0.6	2.9
Korea	3.6	24.9	0.9	8.0	5.8	0.5	0.4
Luxemburg	30.6	13.9	4.3	23.8	5.9	1.4	2.8
Neuseeland	13.0	34.0	4.4	29.0	1.8	0.5	3.9
Niederlande	17.1	31.5	5.4	24.7	3.4	0.8	4.5
Norwegen	21.7	27.7	6.0	33.2	4.6	1.5	4.5
Österreich	36.6	13.9	5.1	33.4	5.4	1.8	3.3
Polen	35.8	9.0	3.2	27.7	6.0	1.7	1.6
Schweden	32.7	25.9	8.5	43.2	6.5	2.8	5.7
Schweiz	16.0	29.2	4.7	36.0	12.4	4.5	0.2
Slowak. Rep.	26.0	19.0	4.9	20.0	5.0	1.0	3.9
Tschech. Rep.	24.3	23.0	5.6	21.6	3.5	0.8	4.8
Ver. Königreich	14.5	31.4	4.6	24.1	1.7	0.4	4.1
Ver. Staaten	9.4	24.8	2.3	25.6	1.6	0.4	1.9
OECD23	22.0	24.4	5.4	28.3	4.2	1.2	4.2

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422058728151

Anmerkung: Die Werte in den Spalten A und D entsprechen jeweils dem Anteil der öffentlichen Transfers und Steuern am verfügbaren Einkommen der Gesamtbevölkerung; Spalten B und E zeigen den jeweiligen Anteil der von Haushalten im untersten Quintil der Bevölkerung empfangenen öffentlichen Transfers und gezahlten Steuern. Die Daten beziehen sich für alle Länder auf Mitte der 2000er Jahre. Unberücksichtigt bleiben in der Tabelle Länder, für die keine Daten zu den von den privaten Haushalten entrichteten Steuern vorliegen (d.h. wo die verfügbaren Daten zu den öffentlichen Transfers „nach" Steuern angegeben sind).

Quelle: OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung.

Die Rolle der monetären Transfers bei der Verbesserung der Einkommen von Personen im unteren Quintil wird wie folgt evaluiert: Zunächst wird das durchschnittliche relative Gewicht der monetären Transfers in Prozent des in den Einkommenserhebungen gemessenen verfügbaren Haushaltseinkommens geschätzt (Spalte A)[14]; dann wird berechnet, welcher Anteil hiervon an die ärmsten 20% der Bevölkerung geht (Spalte B) und schließlich wird die Höhe der Ausgaben mit der Progressivität der Verteilung multipliziert, um die Bruttoleistungen zu berechnen, die Personen am unteren Ende der Verteilung zugute kommen (dividiert durch 100, in Spalte C). Das gleiche Verfahren wird angewandt, um die Höhe der direkten Steuern und Sozialabgaben zu berechnen, die Personen am unteren Ende der Verteilung entrichten, wobei der Unterschied zwischen den beiden Werten (in Spalte G) den „Nettotransferleistungen" an das unterste Einkommensquintil entspricht.

Aus Tabelle 4.7 lassen sich mehrere Erkenntnisse ablesen:

- Erstens sind die öffentlichen monetären Transfers in Australien, Dänemark, Neuseeland, Finnland, den Niederlanden, Irland und dem Vereinigten Königreich stärker auf die Zielgruppe der ärmsten 20% der Bevölkerung ausgerichtet (dort erhält das unterste Einkommens-

quintil über 30% aller Transfers und in Australien mehr als 40%, Spalte B), während sich das andere Extrem in Polen findet (wo an die ärmsten 20% der Bevölkerung weniger als 10% aller Transfers gehen); nach diesem Kriterium ist der Grad der Zielgruppenorientierung in Kanada, den Vereinigten Staaten und Schweden recht ähnlich.

- Zweitens gibt es in Bezug auf den Gesamtumfang der Umverteilung zu Gunsten einkommensschwacher Haushalte über den kombinierten Effekt von Transferleistungen und Steuern große Unterschiede; die entsprechenden Werte (ausgedrückt in Prozent des verfügbaren Haushaltseinkommens) reichen von über 5,5 in Australien, Belgien, Dänemark und Schweden bis zu etwa 2 in Japan, Polen sowie den Vereinigten Staaten und weniger als 0,5 in der Schweiz und Korea (Spalte G).

- Drittens sind bei dem Mix aus öffentlichen monetären Transfers und Steuern, der zur Umverteilung von Einkommen zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensskala eingesetzt wird, erhebliche Differenzen festzustellen. So beträgt z.B. der Wert der öffentlichen Transfers an Personen im untersten Quintil (Spalte C) in Australien und Irland das 30-Fache des Werts der von diesen entrichteten Steuern und Abgaben (Spalte F) und im Vereinigten Königreich immer noch mehr als das 10-Fache, verglichen mit einem nur doppelt so hohen (oder noch geringeren) Wert in Korea und Polen. Die nordischen Länder transferieren umfangreiche Bruttoleistungen an Personen mit niedrigem Einkommen, erheben von ihnen zugleich aber auch beträchtliche Steuern; demgegenüber zahlen die meisten englischsprachigen Länder weniger großzügige Transfers, machen dies aber z.T. durch niedrigere Steuern und Abgaben für die privaten Haushalte wett.

- Viertens erfolgt die Einkommensumverteilung, die die Länder zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensskala vornehmen, durch unterschiedliche Kombinationen in Bezug auf den Umfang und die Progressivität der Steuern und Transferleistungen. Australien und Norwegen beispielsweise zahlen vergleichbare Summen an Bruttoleistungen an Personen mit niedrigem Einkommen, wobei das australische Ausgabenniveau nur zwei Drittel des norwegischen Niveaus ausmacht – die Differenz wird durch eine sehr viel stärkere Zielgruppenorientierung der geleisteten Transfers (auf der Basis der hier verwendeten Messgröße etwa 50% mehr) kompensiert. Ebenso erheben Korea und die Vereinigten Staaten von Niedrigeinkommenshaushalten in etwa die gleichen Steuern, aber auf unterschiedliche Weise, d.h. in Korea über eine geringe allgemeine Steuerbelastung und in den Vereinigten Staaten über gezielte Steuergutschriften.

Effizientere Messungen der vom Wohlfahrtsstaat erzielten Ergebnisse

Wenngleich das in diesem Kapitel verwendete Standardkonzept, das auch in den meisten Vergleichsstudien zur Sozialpolitik herangezogen wird, ein einfaches, aber flexibles Modell zur Analyse der Einkommensumverteilung bietet, weist der Rahmen doch eine Reihe bedeutender Einschränkungen auf, die folgende Aspekte betreffen:

- das Referenzszenario für die Evaluierung der Umverteilungseffekte,
- die natürlichen Grenzen, auf die jede Evaluierung staatlicher Umverteilungsaktivitäten stößt,
- die Behandlung des Verhältnisses zwischen öffentlichen und privaten Leistungen.

Was den ersten Aspekt betrifft, so setzt jede Beurteilung des Umverteilungseffekts eines bestimmten Katalogs von Politikmaßnahmen den Vergleich der beobachteten Umverteilung mit einem Referenzszenario voraus – d.h. einer hypothetischen Verteilung, die ohne die evaluierten Politikmaßnahmen gegeben wäre (Pederson, 1994). Wie in Tabelle 4.1 dargelegt, ist der Standardrahmen für die Verbuchung von Haushaltseinkommen linear: Er unterstellt, dass die Verteilung des Faktor- und Markteinkommens den Operationen des Steuer- und Transfersystems vorgeschaltet ist und es zwischen beiden, abgesehen vom direkten Effekt öffentlicher Programme auf die Reduzierung der letztlich verbleibenden Ungleichheit, keine Interaktionen gibt. Darüber hinaus wird bei Anwendung dieses Konzepts auf ein breites Spektrum an Ländern implizit davon ausge-

gangen, dass die großen Unterschiede bei der Ausprägung und Form des Wohlfahrtsstaats keinen Einfluss auf das Verhalten der Individuen in den einzelnen Ländern haben. Beide Annahmen, die den in diesem Kapitel dargelegten Schätzungen zu Grunde liegen, sind unrealistisch. Die Einzelnen treffen ihre Entscheidungen über einkommensschaffende Aktivitäten innerhalb der bestehenden institutionellen Rahmen, die von Land zu Land ganz unterschiedlich sind. Layard (1977) sowie Reynolds und Smolensky (1977) vertreten die Auffassung, dass das Standardkonzept auf Grund dieser Annahmen sowohl die Ungleichheit der Markteinkommen als auch die über die Sozialpolitik erreichte Umverteilung zu hoch ausweist. In diesem Kapitel wurde versucht, dieses fundamentale Problem in den Griff zu bekommen, indem Schätzungen durchgeführt wurden, die die Reranking-Effekte des Wohlfahrtsstaats zunächst berücksichtigen und dann ausklammern, um zu zeigen, dass diese Effekte signifikant sind.

Eine zweite Einschränkung des Standardkonzepts besteht darin, dass es die Effekte staatlicher Maßnahmen nur z.T. erfasst. Für diese Mängel gibt es mehrere Ursachen. Erstens enthalten die meisten Einkommenserhebungen nur Informationen über die monetären Leistungen und direkten Steuern, während Sachleistungen (in Kapitel 9 näher erörtert) und Verbrauchsteuern (Warren, 2008) ausgeklammert bleiben. Zweitens können staatliche Leistungen nicht nur in Form direkter Bereitstellungen, sondern auch über Bestimmungen erbracht werden, die von der Analyse allerdings ausgenommen sind. Ein wichtiges Instrument beispielsweise, mit dem der Staat Arbeitsmarktergebnisse beeinflussen kann, ist die Festlegung von Mindestlöhnen, das Standardkonzept behandelt das Ausmaß der Lohnspreizung in jedem Land aber so, als wäre es das alleinige Ergebnis des freien Spiels der Marktmechanismen. Drittens bleiben im Standardkonzept auch die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung unberücksichtigt – die in Australien, Dänemark und Neuseeland unbedeutend sind, in Frankreich und der Tschechischen Republik jedoch über 25% der gesamten Steuereinnahmen ausmachen (OECD, 2007b). Angesichts der Tatsache, dass diese Beiträge in vielen Ländern einen Großteil der Sozialversicherungsausgaben finanzieren, wäre eine Beurteilung ihres Umverteilungseffekts angebracht[15]. Es stellt sich natürlich die Frage, ob eine alternative, um diese Faktoren erweiterte Messgröße des Wohlstands der privaten Haushalte die Erkenntnisse über den Grad der in einzelnen Ländern erzielten Umverteilung ändern würde. Die Antwort hängt davon ab, inwieweit es in den einzelnen Ländern Differenzen zwischen diesen Messgrößen gibt – d.h. vom relativen Gewicht der monetären Transfers und sonstigen staatlichen Ausgaben ebenso wie dem der direkten Steuern und anderer Steuerarten.

Eine letzte Einschränkung des Standardkonzepts hängt damit zusammen, dass die öffentlichen monetären Transfers (ebenso wie die direkten Steuern und Sozialversicherungsbeiträge) an die Stelle eines breiten Spektrums an privaten Vorkehrungen für den individuellen Schutz treten können und umgekehrt[16]. Dies tritt besonders deutlich hervor, wenn man die Beiträge zu privaten und betrieblichen Rentenkassen und ihre Relation zu den gesetzlichen Rentenversicherungsbeiträgen betrachtet. Im Standardkonzept (ebenso wie den Konventionen des Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen – VGR) werden die Beiträge zur gesetzlichen Rentenversicherung als eine Steuer behandelt, durch die Rentenzahlungen im laufenden Jahr finanziert werden, während die Beiträge zur privaten Rentenversicherung faktisch als eine Form des privaten Konsums verbucht werden. Dies beeinflusst internationale Vergleiche der Einkommensverteilung in verschiedener Weise. So erscheinen Länder mit verdienstabhängigen Sozialversicherungssystemen z.B. gerechter, da ein höherer Teil der Ersparnisse, die bessergestellte Personen in ihre Altersvorsorge investieren, über Steuern läuft. Wenn die Leistungen demgegenüber pauschaliert oder von Bedürftigkeitsprüfungen abhängig sind, läuft ein größerer Teil der Rentenersparnisse über die Beiträge an betriebliche und private Rentenkassen[17]. Alles in allem führen die verschiedenen Systeme der sozialen Sicherung zu unterschiedlichen Verteilungen der Leistungsansprüche aus der gesetzlichen und privaten Rentenversicherung, und die unvollständige Behandlung dieses Umverteilungsfaktors könnte die Ländervergleiche der Einkommensverteilung verzerren. Um diese Verzerrungen zu überwinden, muss der zur Beurteilung des Wohlergehens der privaten Haushalte und der Verteilungsergebnisse verwendete Rahmen erweitert werden.

Schlussbetrachtungen

Zwei wichtige Ziele des Wohlfahrtsstaats bestehen in der Umverteilung des Einkommens über den Lebenszyklus und der Umverteilung des Einkommens zwischen Arm und Reich. Alle OECD-Länder verfolgen diese beiden Ziele, wenngleich sie dem jeweiligen Ziel ganz unterschiedliches Gewicht beimessen. Alles in allem lassen sich aus der Analyse folgende Schlüsse ziehen.

- Im Allgemeinen zeichnen sich Länder mit niedrigerem Ausgabenniveau bei den Transferleistungen durch eine progressivere Struktur des Steuer- und Transfersystems aus. Dabei gibt es jedoch Ausnahmen (Mexiko, das bei niedrigem Ausgabenniveau zugleich eine sehr geringe Progressivität aufweist) und sonstige Differenzen zwischen den Ländern (z.B. haben die nordischen Länder überdurchschnittliche Ausgaben und progressive Leistungsstrukturen, aber weniger progressive Steuersysteme).

- Auf dem Standardkonzept beruhende Indikatoren für die Umverteilungsaktivität der Wohlfahrtsstaaten zeigen, dass die Steuer- und Transfersysteme in allen OECD-Ländern die Einkommensungleichheit reduzieren, wobei der Effekt in den nordischen Ländern am größten und in den Vereinigten Staaten und Korea am geringsten ist.

- In einer Reihe von Ländern indessen resultiert ein signifikanter Teil dieser Umverteilung aus dem „Reranking“ von Personen, d.h. daraus, dass Personen in Haushalten mit mittlerem Einkommen beispielsweise so behandelt werden, als ob sie beim Übergang in den Ruhestand in tiefe Armut verfallen würden, und ihr stark reduziertes Einkommen dann durch großzügige Leistungen aus der gesetzlichen verdienstabhängigen Rentenversicherung aufgebessert würde. Wenn man dieses Reranking mit ins Bild nimmt, erweisen sich Australien und Irland bei der Reduzierung der Ungleichheit fast als ebenso effektiv wie die nordischen Länder, während das Vereinigte Königreich und Neuseeland mit Deutschland z.B. auf annähernd einer Stufe stehen.

- Der Umverteilungseffekt des Wohlfahrtsstaats ist bei den öffentlichen monetären Transfers im Allgemeinen größer als bei den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben – mit Ausnahme der Vereinigten Staaten, wo ein größerer Teil der Umverteilung über das Steuer- als über das Transfersystem erfolgt. Ebenso variiert der Grad der Umverteilung auf das unterste Einkommensquintil zwischen den Ländern beträchtlich und ist in Australien sowie den nordischen Ländern am stärksten.

Auch wenn das Standardkonzept für die Herausarbeitung einer Reihe von Erkenntnissen hilfreich ist, weist es doch Einschränkungen auf, von denen einige in den nachfolgenden Kapiteln behandelt werden, während andere den Rahmen dieser Publikation sprengen würden. Daher bedarf es weiterer Anstrengungen, um umfassendere Messgrößen für die Wirkung von Umverteilungsmaßnahmen zu konzipieren.

Anmerkungen

1. Es sind auch andere Formen des Targeting vorstellbar, wie z.B. die Lenkung der Leistungen in bestimmte geografische Gebiete; diese Form ist in Niedrigeinkommensländern geläufiger.

2. Es können auch andere Formen der Umverteilung stattfinden: beispielsweise zwischen Generationen, zwischen Männern und Frauen oder zwischen geografischen Regionen, die sich aber gewöhnlich als Nebeneffekt der beiden Hauptfunktionen ergeben und keine primären Ziele an sich darstellen.

3. Die tatsächliche Verteilung der Leistungen über den Lebenszyklus der Einzelnen dürfte insofern von derartigen Kalkulationen abweichen, als sowohl bei Berechnungen des Kosten-Nutzen-Verhältnisses als auch bei Mikrosimulationen in der Regel hypothetische Lebenszeiten zu Grunde gelegt werden und das Ausmaß der Umverteilung über den Lebenszyklus auf der Basis der Leistungen des Steuer- und Transfersystems zu einem bestimmten Zeitpunkt ermittelt wird. In der Praxis können die Steuer- und Transfersysteme im Leben einer Person jedoch mehrfach verändert werden. Daher versuchen manche Studien zu schätzen, inwieweit unterschiedliche Generationen in den Sozialversicherungssystemen Nettoempfänger oder Nettozahler sind (vgl. Thomson, 1989; Williamson et al., 1999).

4. Der effektive Beitragssatz ist der durchschnittliche Satz, der zur Finanzierung der laufenden Ausgaben für die gesetzliche Rentenversicherung ohne budgetäre Transfers oder Aufstockung/Verringerung der Deckungsreserven notwendig ist.

5. Während das gesamte Lebenszeiteinkommen einer Person durch die Umverteilung über den Lebenszyklus unberührt bleibt, kann eine Einkommensglättung die Zeitspanne reduzieren, die Personen, deren Durchschnittseinkommen über der Armutsgrenze liegt, ansonsten möglicherweise unter der Armutsschwelle verbringen müssten. Andererseits kann das Einkommen von Personen, deren Lebenzeiteinkommen unter der Armutsschwelle liegt, theoretisch zu bestimmten Zeitpunkten über diese Grenze angehoben werden, aber nur auf Kosten einer noch stärkeren Armut (d.h. einer größeren Armutslücke) in anderen Perioden.

6. Ein einfaches Beispiel (bei dem der Effekt der direkten Steuern und Sozialabgaben unberücksichtigt bleibt) veranschaulicht den Einfluss unterschiedlicher Systeme der sozialen Sicherung auf die Verteilung der Haushaltseinkommen. Nehmen wir zwei Länder mit derselben Verteilung der Markteinkommen und einem Konzentrationskoeffizienten von 0,40. In Land A machen die Transfers 20% des Haushaltsbruttoeinkommens aus und der Konzentrationskoeffizient für die Transfers beträgt 0,30 (d.h. die Transfers sind verdienstabhängig, die Verteilung ist aber nicht so ungleich wie beim Markteinkommen); in diesem Land entspricht das Markteinkommen 80% des Bruttohaushaltseinkommens, und der Gini-Koeffizient für das Einkommen nach Transfers beträgt 0,38 (0,40*0,8 plus 0,30*0,2). In Land B machen die Transfers nur 5% des Bruttoeinkommens aus, der Konzentrationskoeffizient für die Transfers ist aber gleich null (was bedeutet, dass es sich um Pauschalleistungen handelt), so dass der Gini-Koeffizient für das Einkommen nach Transfer ebenfalls 0,38 beträgt (0,40*0,95 plus 0,00*0,05). Das Beispiel zeigt, wie die Transfersysteme dieser beiden Länder die Einkommensungleichheiten trotz der großen Unterschiede beim Ausgabenniveau und bei der Leistungsverteilung letztlich im selben Umfang reduzieren.

7. Es gibt auch andere Einflussfaktoren, darunter die Inzidenz der Arbeitslosigkeit nach Einkommensstufe sowie Unterschiede bei der Lebenserwartung und Erwerbsunfähigkeit nach Einkommensniveau; weitere wichtige Faktoren sind die Inanspruchnahme der Leistungen (eine geringe Inanspruchnahme mindert die effektive Progressivität) und die Dichte des sozialen Netzes – wie weiter unten dargelegt wird, weisen Mexiko und die Türkei unter den OECD-Ländern die Sozialversicherungssysteme mit der geringsten Umverteilung auf, was sich in erster Linie aus der kleinen Größe des versicherten Personenkreises erklärt.

8. Das augenscheinlich niedrige Niveau der öffentlichen monetären Transfers an die Bevölkerung im Rentenalter in Finnland erklärt sich aus der Tatsache, dass in dem von der OECD verwendeten Einkommensfragebogen die Leistungen der obligatorischen betrieblichen Rentenversicherung nicht als öffentliche monetäre Transfers, sondern als private Transfers verbucht werden (und mithin den Kapiteleinkünften hinzugerechnet werden). Im Allgemeinen weicht das in Einkommenserhebungen angegebene Niveau der öffentlichen monetären Transfers von den entsprechenden von der Verwaltung erhobenen Daten ab, die in der OECD-Datenbank über die Sozialausgaben (Social Expenditure database) berücksichtigt sind (OECD, 2007a).

9. Personen im Rentenalter zahlen in Dänemark mit 44% des verfügbaren Haushaltseinkommens mit Abstand die höchsten Steuern, gefolgt von Schweden, Island und der Schweiz.

10. Berechnet werden diese Konzentrationskoeffizienten anhand von Informationen über das Durchschnittseinkommen je Dezil – wobei die Personen nach ihrem äquivalenzgewichteten verfügbaren Einkommen eingestuft sind – und nicht auf der Basis von Mikrodaten. Im Allgemeinen hängen Ergebnisse, die auf Konzepten fußen, bei denen eine Komponente nach der anderen hinzuaddiert wird, von der Reihenfolge ab, in der die Einkommensquellen untersucht werden. Das liegt daran, dass der für jede Einkommensquelle berechnete Beitrag sowohl von ihrer eigenen Verteilung als auch dem Grad ihrer Korrelation mit anderen Einkommensquellen abhängt. Alle Konzepte, die auf dem „Hinzuaddieren" verschiedener Einkommensquellen beruhen – wie das in diesem Abschnitt verwendete Konzept –, schreiben den durch diese Korrelation bedingten Effekt auf die Ungleichheit der zuletzt hinzugefügten Komponente zu (in diesem Fall den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben).

11. In Korea erklärt sich dies z.T. aus der Erfassung des Einkommens aus selbstständiger Tätigkeit als Entnahmen aus Unternehmenseinkommen, das nach Abzug der vom Unternehmen gezahlten Steuern ausgewiesen wird.

12. In diesen vier Ländern ist die Ungleichheit beim Haushaltserwerbseinkommen hoch, was z.T. auf die größere Lohnspreizung, aber auch darauf zurückzuführen ist, dass ein größerer Teil der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter, wie in Kapitel 3 erörtert, in Erwerbslosenhaushalten lebt.

13. In Abbildung 4.7 werden die Veränderungen bei der vom Staat erreichten Umverteilung anhand des Unterschieds in der Konzentration des Markt- und verfügbaren Haushaltseinkommens gemessen, wobei die Personen nach ihrem verfügbaren Einkommen eingestuft sind. Veränderungen bei dieser Messgröße der vom Staat erzielten Umverteilung entsprechen weitgehend denen, die in Bezug auf die Unterschiede zwischen dem Gini-Koeffizienten für das Markt- und das verfügbare Einkommen von Personen nach dem Reranking festgestellt wurden: Die Korrelation zwischen diesen beiden Messgrößen beträgt sowohl für die Veränderungen bei Punkt- als auch Prozentwerten rd. 0,80.

14. Die Progressivität der Formel lässt sich auf Messgrößen des BIP-Anteils der Sozialausgaben anwenden; dabei ergeben sich recht ähnliche Ergebnisse. Jedoch umfassen die Sozialausgaben in den Konten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auch Posten, die die privaten Haushalte nicht betreffen (wie beispielsweise Leistungen an Personen in Krankenhäusern oder Pflegeheimen).

15. Die Wirkung der Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung ist umstritten, es kann aber mit Sicherheit davon ausgegangen werden, dass sie die Löhne und Gehälter beeinflussen. Die Einbeziehung der Arbeitgeberbeiträge in das Markteinkommen wie auch in die Steuer- und Abgabenbelastung der privaten Haushalte würde sowohl die Ungleichheiten bei den Markteinkommen als auch die Messgrößen der Effizienz unterschiedlicher Steuer- und Transfersysteme verändern (Mitchell, 1991).

16. Wie Atkinson (1991) feststellt, sollte bei Berücksichtigung der Effekte der Sozialversicherung der Möglichkeit der *Äquivalenz von Transaktionen* Rechnung getragen werden. „Wenn die Menschen bereits privat für ihre Altersvorsorge sparen, könnte sich die Einrichtung einer obligatorischen gesetzlichen Rentenversicherung mit denselben Konditionen in einem einfachen Transfer der privaten Ersparnisse niederschlagen“ (S. 11).

17. Diese Verzerrungen können auf unterschiedliche Weise überwunden werden. Im Vereinigten Königreich werden z.B. in den Statistiken über Haushalte mit unterdurchschnittlichem Einkommen die Beiträge zur betrieblichen Rentenversicherung vom verfügbaren Einkommen subtrahiert, mit der Begründung, dass sie den derzeitigen Lebensstandard der betreffenden Person nicht erhöhen.

Literaturverzeichnis

Åberg, R. (1989), “Distributive Mechanisms of the Welfare State – A Formal Analysis and an Empirical Application”, *European Sociological Review*, No. 5.

Ankrom, J. (1993), “An Analysis of Horizontal and Vertical Equity in Sweden, the US and the UK”, *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1, März.

Atkinson, A.B. (1991), “Social Insurance, The Fifteenth Annual Lecture of the Geneva Association”, *The GENEVA Papers on Risk and Insurance – Theory*, Vol. 16, No. 2, Dezember.

Barr, N. (1992), “Economic Theory and the Welfare State: A Survey and Reinterpretation”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, Juni.

Barr, N. (2001), *The Welfare State as Piggy Bank: Information, Risk, Uncertainty, and the Role of the State,* Oxford University Press, Oxford.

Beckerman, W. (1979), “The Impact of Income Maintenance Payments on Poverty in Britain – 1975”, *Economic Journal*, Juni.

Dang, T.-T., H. Immervoll, D. Mantovani, K. Orsini und H. Sutherland (2006), “An Age Perspective on Economic Well-Being and Social Protection in Nine OECD Countries”, *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 34, OECD, Paris.

Disney, R. (2004), “Are Contributions to Public Pension Programmes a Tax on Employment?”, *Economic Policy*, Juli.

Esping-Andersen, G. (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Polity Press, Cambridge.

Falkingham, J. und A. Harding (1996), “Poverty Alleviation *versus* Social Insurance: A Comparison of Lifetime Redistribution”, *NATSEM Discussion Paper*, No. 12, NATSEM, University of Canberra.

Geanakplos, J., O.S. Mitchell und S.P. Zeldes (2000), “Social Security Money’s Worth”, *NBER Working Paper*, No. 6722, verfügbar unter *http://cowles.econ.yale.edu/P/cd/d11b/d1193.pdf.*

Korpi, W. und J. Palme (1998),"The Paradox of Redistribution and the Strategy of Equality: Welfare State Institutions, Inequality and Poverty in the Western Countries", *American Sociological Review*, Vol. 63, No. 5.

Layard, R. (1977), "On Measuring the Redistribution of Lifetime Income", in M.S. Feldstein und R.P. Inman (Hrsg.), *The Economics of Public Services*, Macmillan, London.

Leimer, D.R. (1995), "A Guide to Social Security Money's Worth Issues", *ORS Working Paper*, No. 67, Social Security Administration, Washington D.C., verfügbar unter *www.ssa.gov/policy/docs/workingpapers/wp67.pdf.*

Lindert, P.H.(2004), *Growing Public: Social Spending and Economic Growth Since the Eighteenth Century*, Cambridge University Press, Cambridge.

Mitchell, D. (1991)*, Income Transfers in Ten Welfare States,* Aldershot, Avebury.

OECD (2007a), *OECD Social Expenditure Database 1980-2003*, Paris.

OECD (2007), *Revenue Statistics, 1965-2006,* Paris.

O'Higgins, M, G. Schmaus und G. Stephenson (1990), "Income Distribution and Redistribution: A Microdata Analysis for Seven Countries", in T. Smeeding, M. O'Higgins und L. Rainwater (Hrsg.), *Poverty, Inequality, and Income Distribution in Comparative Perspective*, Harvester Wheatsheaf, Hemel Hempstead.

Pederson, A.W. (1994), "The Welfare State: Still No Answer to the Big Questions?", *LIS Working Paper*, CEPS/INSTEAD, Luxemburg.

Palme, J. (1990), *Pension Rights in Welfare Capitalism: The Development of Old-Age Pensions in 18 OECD Countries 1930-1985*, Swedish Institute for Social Research, Stockholm.

Reynolds, M. und E. Smolensky (1977), *Public Expenditures, Taxes and the Redistribution of Income: The USA, 1950, 1961, 1970*, Academic Press, New York.

Ringen, S. (1987), *The Possibility of Politics,* Clarendon Press, Oxford.

Siminski, P., P. Saunders, S. Waseem und B. Bradbury (2003), "Assessing the Quality and Inter-temporal Comparability of ABS Household Income Distribution Survey Data", *SPRC Discussion Paper*, No. 123, University of New South Wales, April.

Ståhlberg, A.-C. (2007), "Redistribution across the Life Course in Social Protection Systems", *Modernising Social Policy for the New Life Course*, OECD, Paris.

Thomson, D. (1989), "The Welfare State and Generation Conflict: Winners and Losers", in P. Johnson, C. Conrad und D. Thomson (Hrsg.), *Workers versus Pensioners: Intergenerational Justice in an Ageing World*, Manchester University Press, Manchester, New York.

Warren, N. (2008), "A Review of Studies on the Distributional Impact of Consumption Taxes in OECD Countries", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, erscheint demnächst, OECD, Paris.

Werding, M. (2003), "After Another Decade of Reform: Do Pension Systems in Europe Converge?", CESifo Dice Report, Vol. 1/2003.

Whiteford, P. (2008), "Redistribution in OECD Welfare States", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, erscheint demnächst, OECD, Paris.

Williamson, J.B., D.M. Watts-Roy und E.R. Kingson (Hrsg.) (1999), *The Generational Equity Debate*, New York, Columbia University Press.

TEIL III

Merkmale der Armut

TEIL III

Kapitel 5

Armut in den OECD-Ländern: Eine Beurteilung auf der Basis des statischen Einkommens*

Die Armutsquoten – insbesondere von Kindern und Personen im erwerbsfähigen Alter – sind in den letzten zehn Jahren gestiegen. Diese Zunahme ist zum größten Teil durch eine geringere Umverteilung hin zu Personen am unteren Ende der Einkommensskala bedingt. Infolge dieser Veränderungen hat sich das Armutsrisiko von älteren Menschen hin zu Jugendlichen verlagert. Arbeit ist zwar ein sehr wirksames Mittel, um Armutsrisiken zu vermeiden, doch sind die meisten Armen Mitglieder von Haushalten, die über ein gewisses Erwerbseinkommen verfügen.

* Dieses Kapitel wurde von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, verfasst.

Einführung

Die Besorgnis über Einkommensdisparitäten ist besonders groß, wenn es sich um Personen am unteren Ende der Einkommensskala handelt. Hierin spiegelt sich sowohl das gemeinsame Engagement der Regierungen aller OECD-Länder wider, die Armut innerhalb ihrer Landesgrenzen zu bekämpfen, als auch die Tatsache, dass das Wohlergehen des Einzelnen zwar durch eine ganze Reihe von Faktoren zustande kommt, das Haushaltseinkommen aber offensichtlich der beste Indikator ist, um zu beurteilen, ob der Einzelne Gefahr läuft, dass sein Lebensstandard unter das Existenzminimum sinkt, das in den einzelnen Ländern als vertretbar gilt. Das Existenzminimum ist zwar von einem Land zum anderen unterschiedlich und wird durch nationale Traditionen und den politischen Prozess jedes Landes bestimmt, doch ermöglicht es ein Vergleich der von den einzelnen Ländern erzielten Ergebnisse anhand von willkürlich festgesetzten gemeinsamen Schwellenwerten Muster zu identifizieren, die allen OECD-Ländern gemeinsam sind, und Muster zu ermitteln, durch die sich ihre Erfahrungen im Bereich der Armut voneinander unterscheiden.

Dieses Kapitel enthält Untersuchungsergebnisse über Armut, die auf einer Messgröße des jährlichen Haushaltseinkommens zu einem bestimmten Zeitpunkt basieren. Die Armut wird in jedem Land im Verhältnis zum Einkommen einer typischen Mittelschichtfamilie gemessen, aber auch auf der Basis von Messgrößen, die die absoluten Einkommenszuwächse von Personen am unteren Ende der Einkommensskala widerspiegeln. Nach einer Beschreibung der Höhe und der Trends der verschiedenen Armutsmessgrößen für die Gesamtbevölkerung wird in diesem Kapitel der Fall von Personen im erwerbsfähigen Alter, von Kindern und von älteren Menschen untersucht, um zu beurteilen, wie sich das Armutsrisiko zwischen ihnen verlagert hat, und die Faktoren zu identifizieren, die am meisten zu diesem Risiko beitragen. Anschließend wird auf den Beitrag eingegangen, den die staatlichen Transferleistungen und die von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben in jedem Land zur Reduzierung der Armut leisten, und eine einfache Aufschlüsselung der einzelnen Faktoren vorgenommen, die Veränderungen der Armutsquoten von Haushalten beeinflusst haben, deren Haushaltsvorstand sich im erwerbsfähigen Alter oder im Rentenalter befand. Diese Analyse ergab zwar eine Reihe in den Schlussbetrachtungen zusammenfassend dargestellter Muster, doch wird deren Verlässlichkeit durch Messprobleme beeinträchtigt, die am unteren Ende der Einkommensskala besonders gravierend sind. Diese Merkmale des verwendeten Datenmaterials erklären die bedeutenden Unterschiede, die in einigen Ländern zwischen den Armutsschätzungen verschiedener Erhebungen festzustellen sind (Anhangstabelle 5.A2.1); da zudem in jedem Land ein hoher Prozentsatz der Bevölkerung bei den hier verwendeten Schwellenwerten angesiedelt ist, können zuweilen schon ganz geringfügige Veränderungen ihres Einkommens starke Schwankungen der Armutsmessgrößen zur Folge haben[1].

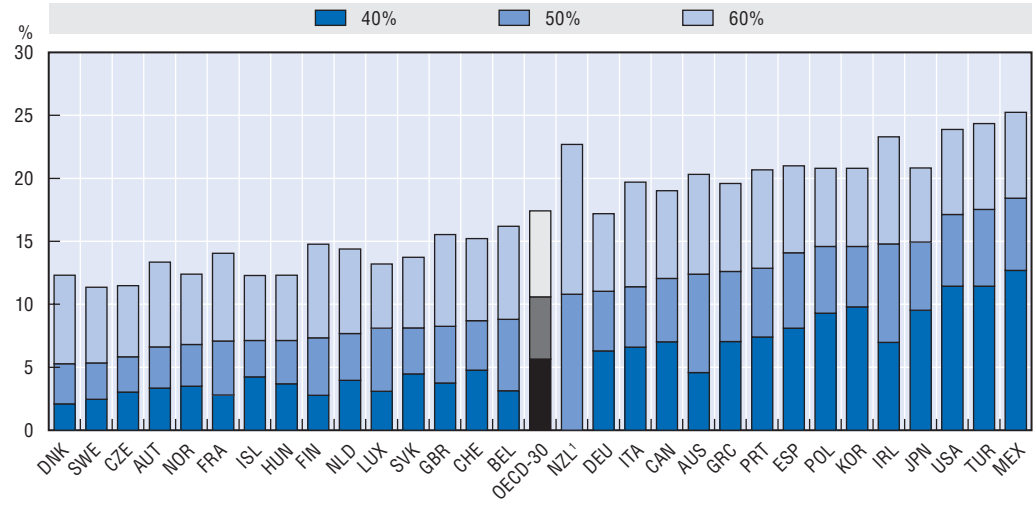
Höhe und Trends der Einkommensarmut insgesamt

Relative Einkommensarmut

Einen natürlichen Ausgangspunkt für die Beurteilung der Einkommensarmutsmuster in verschiedenen OECD-Ländern bildet die Höhe mehrerer summarischer Messgrößen auf der Basis von Schwellenwerten, die für verschiedene Prozentsätze des äquivalenzgewichteten verfügbaren Medianhaushaltseinkommens festgelegt sind. Abbildung 5.1 zeigt einen vielfach verwendeten Indikator – die Armutsquote, d.h. den Anteil der Menschen in jedem Land, deren Einkommen unter 40%, 50% und 60% des Medianeinkommens liegt[2] –, wobei die Länder (in aufsteigender Reihenfolge) nach der Höhe dieses Indikators an der 50%-Schwelle aufgeführt sind. „Absolute" Werte dieser Schwellen (in Landeswährung und in US-$ zum KKP-Wechselkurs) sind Anhangstabelle 5.A1.1 zu entnehmen.

Abbildung 5.1 **Relative Armutsquoten für verschiedene Medianeinkommensschwellen, Mitte der 2000er Jahre**

Relative Armutsquoten bei einer Einkommensschwelle von 40%, 50% und 60%



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422066332325

Anmerkung: Die Armutsquoten sind definiert als der Anteil der Personen mit einem verfügbaren Äquivalenzeinkommen von weniger als 40%, 50% und 60% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge der Einkommensarmutsquote bei einem Medianschwellenwert von 50% dargestellt. Das zu Grunde gelegte Einkommenskonzept ist das des um die Haushaltsgröße bereinigten verfügbaren Haushaltseinkommens.

1. Armutsquoten auf der Basis eines Schwellenwerts von 40% sind für Neuseeland nicht verfügbar.

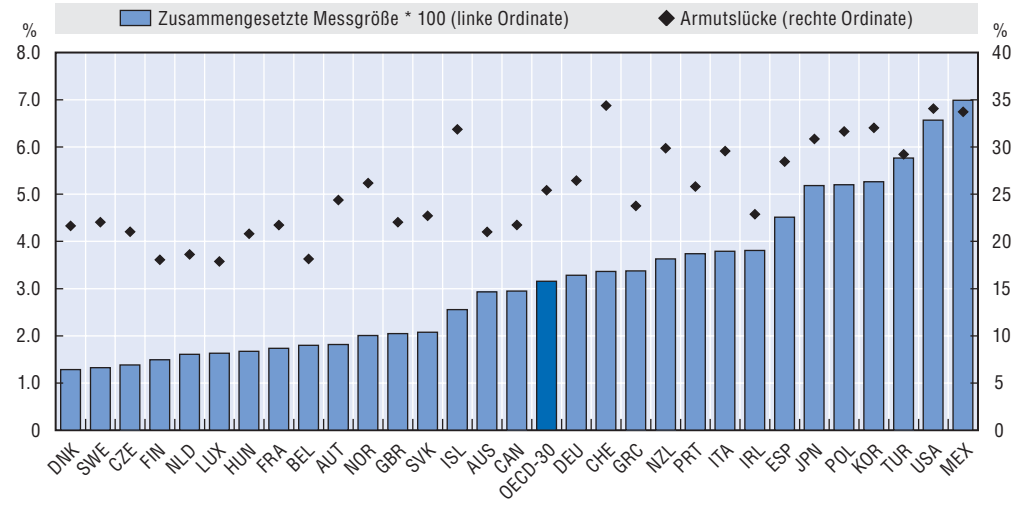
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Mitte der 2000er Jahre hatten rd. 6% der Bevölkerung in den 30 OECD-Ländern ein Äquivalenzeinkommen von weniger als 40% des Medianeinkommens, ein Anteil, der sich auf 11% erhöht, wenn die Einkommensschwelle bei 50% des Medianeinkommens angesetzt wird, und auf rd. 17% bei einer Einkommensschwelle von 60%. In Bezug auf diese Messgröße der relativen Einkommensarmut gibt es zwischen den Ländern erhebliche Unterschiede, mit einer Variationsbreite von 2-13% bei der 40%-Schwelle, 5-18% bei der 50%-Schwelle und 11-25% bei der 60%-Schwelle. Diese Disparitäten sind auch nach Herausfiltern von „Ausreißern“ an beiden Enden der Verteilung noch signifikant[3]. Die Streuung zwischen den Ländern (gemessen an der Standardabweichung) erhöht sich mit der zu Grunde gelegten Schwelle.

Trotz großer Unterschiede bei den absoluten Zahlen der Armutsquoten je nach der zu Grunde gelegten Armutsschwelle ist die Rangfolge der Länder bei allen drei Messgrößen bemerkenswert konsistent[4]. Die relativen Armutsquoten sind unabhängig von der zu Grunde gelegten Schwelle stets am niedrigsten in Dänemark, Schweden und der Tschechischen Republik und dagegen stets am höchsten in den Vereinigten Staaten, der Türkei und Mexiko. Die Armutsquoten liegen in allen nordischen Ländern und mehreren kontinentaleuropäischen Ländern unter dem Durchschnitt und über dem Durchschnitt in den südeuropäischen Ländern sowie in Irland, Japan und Korea. In Dänemark, Finnland, Neuseeland, Österreich und Schweden ist der Anteil der Menschen mit einem Einkommen zwischen 50% und 60% des Medianeinkommens mindestens ebenso hoch wie der der Menschen mit weniger als der Hälfte des Medianeinkommens, in Japan, Korea, Mexiko, Polen, der Türkei und den Vereinigten Staaten dagegen ist dieser Anteil viel geringer (weniger als 30%). Die Zugrundelegung der höheren Einkommensschwelle würde daher die Armutsquoten bei der ersten Ländergruppe stärker erhöhen als bei der zweiten.

Die Armutsquote ist eine der Messgrößen für die Zahl armer Menschen in den einzelnen Ländern (d.h. die Häufigkeit von Armut). Ebenfalls wichtig ist der Betrag, um den das Medianeinkommen der Armen unter die Armutsgrenze sinkt, gemessen als Prozentsatz der Armutsschwelle (d.h. die „Armutslücke“). Diese Armutslücke (in Abbildung 5.2 als Raute dargestellt) betrug im OECD-

Abbildung 5.2 **Armutslücke und zusammengesetzte Messgröße der Einkommensarmut, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422071611541

Anmerkung: Die Armutslücke (auf der rechten Achse angegeben) wird berechnet als der Abstand zwischen der Armutsgrenze und dem Medianeinkommen der Armen, ausgedrückt als Prozentsatz der Armutsgrenze. Die zusammengesetzte Messgröße (auf der linken Achse angegeben) ist das Produkt aus der Armutsquote und der Armutslücke. Die Länder sind (von links nach rechts) in aufsteigender Reihenfolge der zusammengesetzten Armutsmessgröße dargestellt. Die Daten beziehen sich für alle Länder mit Ausnahme Kanadas (2000) auf den Zeitraum Mitte der 2000er Jahre. Das zu Grunde gelegte Einkommenskonzept ist das des um die Haushaltsgröße bereinigten verfügbaren Haushaltseinkommens.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

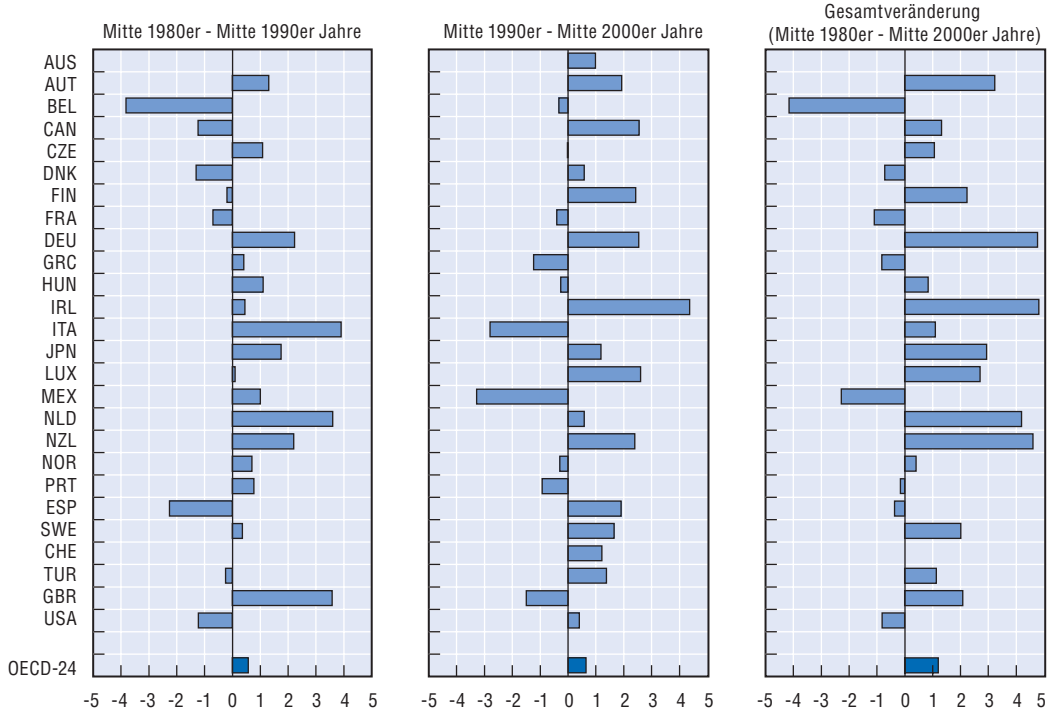
Durchschnitt 29%, wobei die Variationsbreite von 20% in Belgien, Luxemburg, Finnland und den Niederlanden bis nahezu 40% in Mexiko, der Schweiz und den Vereinigten Staaten reichte[5]. Im Allgemeinen haben Länder mit geringerer Armutsinzidenz (Armutsquoten) auch geringere Armutslücken zu verzeichnen, doch ist die Korrelation recht schwach (0,60) und es gibt mehrere Ausnahmen: Norwegen, Island und vor allem die Schweiz haben bei unterdurchschnittlichen Armutsquoten überdurchschnittliche Armutslücken, Australien, Griechenland, Irland und Kanada dagegen bei überdurchschnittlichen Armutsquoten unterdurchschnittliche Armutslücken. Eine zusammengesetzte Armutsmessgröße – die sowohl die Tatsache, wie viele Arme in jedem Land präsent sind, als auch den Abstand zwischen ihrem Einkommen und der Armutsgrenze (in Abbildung 5.2 als Balken dargestellt) berücksichtigt – lag Mitte der 2000er Jahre durchschnittlich bei rd. 3%, wobei die Variationsbreite von 1,3% in Dänemark bis 7% in Mexiko reichte[6].

Veränderungen der Armutsquoten auf der Basis der 50%-Schwelle des Medianeinkommens seit Mitte der 1980er Jahre lassen mehrere Muster erkennen.

- Von Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre (Abb. 5.3, linker Teil) erhöhte sich der ungewichtete Durchschnitt der Armutsquoten in 24 OECD-Ländern um 0,6 Prozentpunkte. Ein stärkerer Anstieg (um 2-4 Prozentpunkte) war in Deutschland, Italien, Neuseeland, den Niederlanden und im Vereinigten Königreich zu verzeichnen, wohingegen die Armutsquoten in Belgien und Spanien in ähnlichem Maße sanken[7].
- In den zehn Jahren von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre (mittlerer Teil) erhöhten sich die Armutsquoten in den meisten Ländern erneut, wobei die durchschnittliche Quote von 24 OECD-Ländern um 0,6 Prozentpunkte auf nahezu 11% der Bevölkerung stieg. Mit diesem Anstieg erfassten die zuvor in Deutschland, Irland, Japan, Luxemburg, Neuseeland, den Niederlanden, Österreich und Schweden zu beobachtenden Trends weitere Länder, während frühere Fortschritte in Dänemark, Finnland, Kanada, Spanien und den Vereinigten Staaten wieder zunichte gemacht wurden. In diesem Zehnjahreszeitraum waren nur in Griechenland, Italien, Mexiko und im Vereinigten Königreich Rückgänge der Armutsquote um rd. 1 Prozentpunkt oder mehr zu verzeichnen.

Abbildung 5.3 **Trendmäßige Entwicklung der Armutsquoten**

Veränderungen der Einkommensarmutsquote (in Prozentpunkten) bei 50% des Medianeinkommens in verschiedenen Zeiträumen



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422076001267

Anmerkung: Die Daten im ersten Teil beziehen sich für Portugal, die Tschechische Republik und Ungarn auf Veränderungen der Armutsquoten von etwa 1990 bis Mitte der 1990er Jahre; für Australien und die Schweiz sind keine Daten verfügbar. Die Daten im zweiten Teil beziehen sich für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf Veränderungen von Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000 sowie für die Schweiz auf Veränderungen von 2000-2005. OECD24 bezieht sich auf den einfachen Durchschnitt der OECD-Länder mit Daten, die sich auf den gesamten Zeitraum erstrecken (alle oben angegebenen Länder mit Ausnahme Australiens und der Schweiz).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

- Über den gesamten Zeitraum von Mitte der 1980er bis Mitte der 2000er Jahre erhöhte sich die Armutsquote in zwei Dritteln der OECD-Länder (Ausnahmen waren Belgien, Dänemark, Frankreich, Griechenland, Mexiko, Portugal, Spanien und die Vereinigten Staaten). Am stärksten war der Anstieg in Deutschland, Finnland, Luxemburg, Neuseeland, den Niederlanden, Österreich, Schweden und im Vereinigten Königreich (von einem niedrigeren Niveau ausgehend) sowie in Irland und Japan (von einem höheren Niveau ausgehend). In den 24 OECD-Ländern, für die Daten verfügbar sind, betrug der kumulative Anstieg rd. 1,2 Prozentpunkte (d.h. 13%), wobei die Veränderungen in jedem der zwei Jahrzehnte in vergleichbarer Größenordnung lagen[8, 9].

Veränderungen eines breiteren Spektrums von Armutsmessgrößen in denselben Ländern lassen vermuten, dass sich die Armutsquoten bei verschiedenen Schwellenwerten zwar generell in dieselbe Richtung entwickelten, Veränderungen der Armutsquoten und Armutslücken sich aber oft gegenseitig aufheben (vgl. Abb. 5.A2.1 unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*).

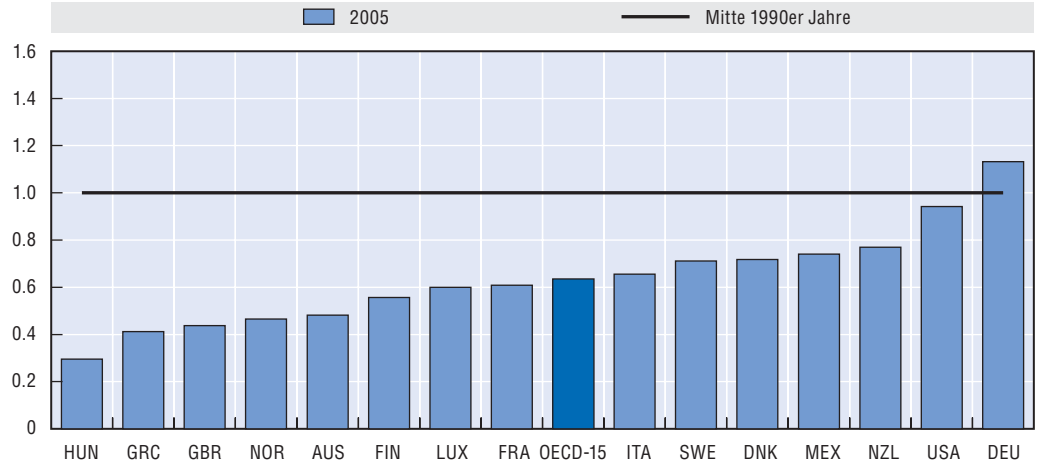
Veränderungen der „absoluten" Armut

Die oben genannten Schätzungen beziehen sich auf die „relative" Einkommensarmut, d.h. in jedem Land und jedem Jahr des Beobachtungszeitraums bei einer als Prozentsatz des Medianeinkommens angesetzten Schwelle. Mehrere OECD-Länder (z.B. die Vereinigten Staaten) haben jedoch „offizielle" Armutsmessgrößen, die auf „absoluten" Standards basieren, im Allgemeinen in

Form der Kosten eines Waren- und Dienstleistungskorbs, der zur Sicherung eines Mindestlebensstandards erforderlich und an die im Zeitverlauf eintretenden Preisveränderungen indexiert ist. Die Zugrundelegung „absoluter" Schwellen ist zwar bei Ländervergleichen mit schwierigen methodologischen Problemen verbunden (Förster, 1994), doch besteht ein Weg, Veränderungen der „absoluten" Armut im Zeitverlauf zu zeigen, darin, einen relativen Schwellenwert in einem Basisjahr zu verwenden, der in realer Rechnung in den folgenden Jahren aufrechterhalten wird[10]. Eine Messgröße dieser Art, die auf einem Schwellenwert basiert, der bei der Hälfte eines Medianeinkommens von Mitte der 1990er Jahre angesetzt wurde, zeigt, dass – selbst wenn die relative Einkommensarmut steigt – die meisten OECD-Länder im Zeitraum von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre eine signifikante Reduzierung der absoluten Armut erzielten (Abb. 5.4). Im Durchschnitt sanken die absoluten Armutsquoten in den 15 OECD-Ländern, für die entsprechende Informationen verfügbar sind, in den letzten zehn Jahren um etwa 40%, wobei der Rückgang in den Ländern noch stärker ausfiel (60% oder mehr), die in diesem Zeitraum wirtschaftliche Veränderungen und ein kräftigeres Wirtschaftswachstum aufwiesen (wie z.B. Griechenland und Ungarn), und Zunahmen lediglich in Deutschland in etwa seit dem Jahr 2000 zu verzeichnen waren[11]. Trotz der fortdauernden Kontroverse über das Maß, in dem subjektive Einstellungen gegenüber der Armut vom tatsächlichen Ausmaß der Armut in der Bevölkerung beeinflusst werden (gemessen an der absoluten oder der relativen Einkommensarmutsquote), kann als gesichert gelten, dass diese Einstellungen für die betroffenen Menschen und für die Bereitschaft der Wähler, Programme zur Armutslinderung zu finanzieren, auf jeden Fall eine Rolle spielen (Kasten 5.1).

Abbildung 5.4 **Trendmäßige Entwicklung der „absoluten" Armut**

Schwelle bei der Hälfte des Medianeinkommens von Mitte der 1990er Jahre, in den darauffolgenden Jahren in realer Rechnung konstant gehalten, Mitte der 1990er Jahre = 1,0



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422162217110

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in absteigender Reihenfolge des Rückgangs der „absoluten" Armut von ihrem Stand Mitte der 1990er Jahre dargestellt (z.B. betrug die „absolute" Armut in Ungarn Mitte der 2000er Jahre nur 30% des Niveaus, das sie Mitte der 1990er Jahre erreicht hatte, wohingegen sie in Deutschland um 13% über diesem Niveau lag).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

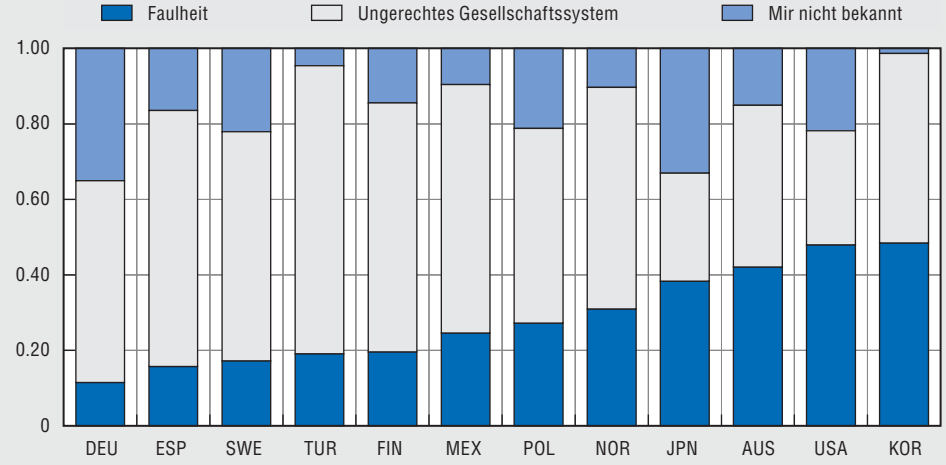
Armutsrisiken für verschiedene Bevölkerungsgruppen

Die Armutsrisiken in den einzelnen Ländern sind je nach den Merkmalen der Personen und Haushalte unterschiedlich, und sie haben sich mit der Zeit bedeutend verändert. Die signifikanteste Veränderung ist eine Verlagerung von älteren hin zu jüngeren Menschen. Die Armutsgefährdung von Personen über 75 Jahren hat sich im Durchschnitt (der 23 OECD-Länder im linken Teil der Abbildung 5.5) von einem fast doppelt so hohen Niveau wie das des Bevölkerungsdurchschnitts Mitte der 1980er Jahre auf das 1,5-Fache Mitte der 2000er Jahre verringert. Für Menschen im Alter von 66 bis 75 Jahren ist die Armutsgefährdung jetzt geringer als für Kinder und Jugendliche[12]. Dieser Besserungstrend der offenbar Anfang der 2000er Jahre zum Stillstand kam (Förster

Kasten 5.1 **Subjektive Einstellungen gegenüber der Armut**

Die auf dem Einzelnen und den Familien lastende Bürde der Armut hängt nicht nur von dem Ausmaß ab, das sie erreicht, sondern auch von der Einstellung der übrigen Mitglieder der Gesellschaft gegenüber der Armut, insbesondere im Hinblick darauf, ob Armut als Ergebnis individuellen Verhaltens oder aber als Resultat der Organisation der Gesellschaft empfunden wird. Die nachstehende Abbildung zeigt den Anteil der Befragten, die der Auffassung sind, dass Menschen auf Grund von Faulheit oder mangelnder Willenskraft arm sind, und den Anteil derjenigen, die meinen, dass das ungerechte Gesellschaftssystem der Grund ist. Der Anteil der Befragten, die meinen, dass Armut sich durch Faulheit erklärt, ist generell in Asien und den angelsächsischen Ländern höher als in den nordischen und kontinentaleuropäischen Ländern. Über diese länderspezifischen Unterschiede in Bezug auf die Höhe der Anteile hinaus ändert sich die Einstellung gegenüber der Armut in den einzelnen Ländern auch im Zeitverlauf. Paugman und Selz (2005) stellen fest, dass in Zeiten der Arbeitslosigkeit insofern weniger Menschen der Auffassung sind, Armut sei durch Faulheit bedingt, als mehr Menschen mit dem Risiko des Arbeitsplatzverlusts konfrontiert sind; sie stellen auch fest, dass die Zahl derer, die Armut durch „Faulheit" erklären, in den letzten Jahren in den meisten europäischen Ländern zugenommen hat.

Anteil der Befragten, die Armut auf bestimmte Faktoren zurückführen



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422338105131

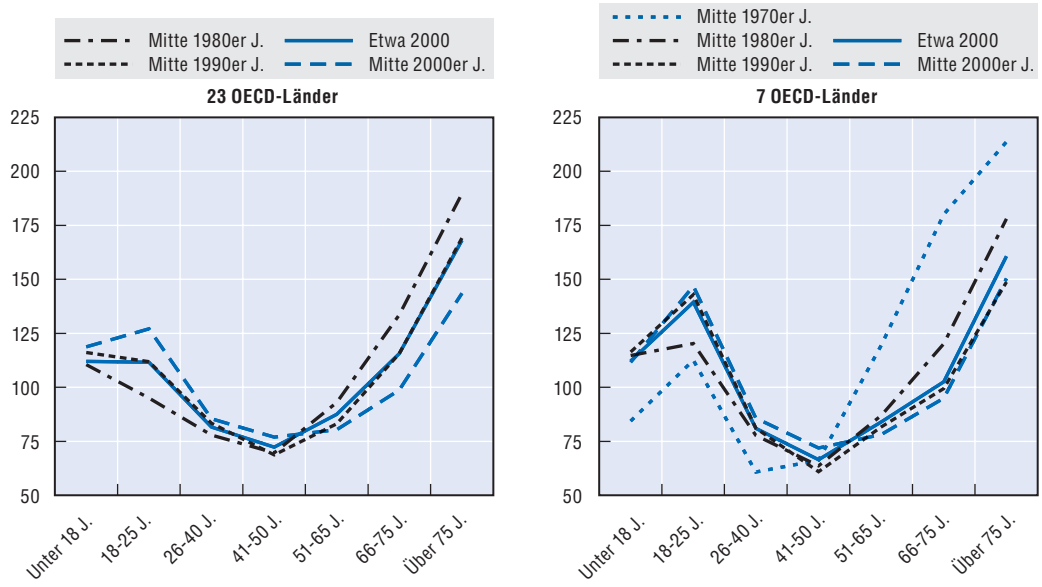
Quelle: Weltwertebericht, bezogen auf die Mitte der 1990er Jahre.

und Mira d'Ercole, 2005), hat sich in den letzten Jahren wieder fortgesetzt. Die Verringerung des Armutsrisikos älterer Menschen ist sogar noch größer, wenn man in einer geringeren Anzahl von OECD-Ländern die seit Mitte der 1970er Jahre eingetretenen Veränderungen betrachtet (rechter Teil der Abbildung). Im Allgemeinen sind die Armutsrisiken für alle Altersgruppen über 50 Jahre gesunken, während sie sich für Personen unter diesem Alter erhöht haben. 2005 lagen die Armutsquoten von Kindern und Jugendlichen um etwa 25% über dem Bevölkerungsdurchschnitt, wohingegen sie zwanzig Jahre davor auf dem Niveau dieses Durchschnittswerts oder noch darunter angesiedelt waren[13].

Die Armutsquoten unterscheiden sich auch geschlechtsspezifisch, trotz der unterstellten gleichen Verteilung der Haushaltsressourcen. Die Armutsquoten von Frauen sind im Durchschnitt um 1 Prozentpunkt höher als die der Männer (die einzigen Ausnahmen bilden Neuseeland, Polen und Ungarn, wo sie unter diesem Wert liegen), während sie in Australien, Deutschland, Griechenland, Irland, Italien, Japan, Korea und den Vereinigten Staaten um 2 Prozentpunkte oder mehr über der Quote der Männer liegen. Diese geschlechtsspezifischen Unterschiede bei den Armutsquoten korrelieren stark mit dem Alter (Abb. 5.6). Frauen leben nach dem Tod des Ehegatten mit höherer Wahrscheinlichkeit allein, und da weniger Frauen während ihres Erwerbslebens Rentenansprüche erworben haben, liegt das Armutsrisiko älterer Frauen um ein Drittel höher als das gleichaltriger Männer. Da

Abbildung 5.5 **Risiko relativer Armut nach Altersgruppen, Mitte der 1970er bis Mitte der 2000er Jahre, OECD-Durchschnitt**

Armutsquote der Gesamtbevölkerung in jedem Jahr = 100

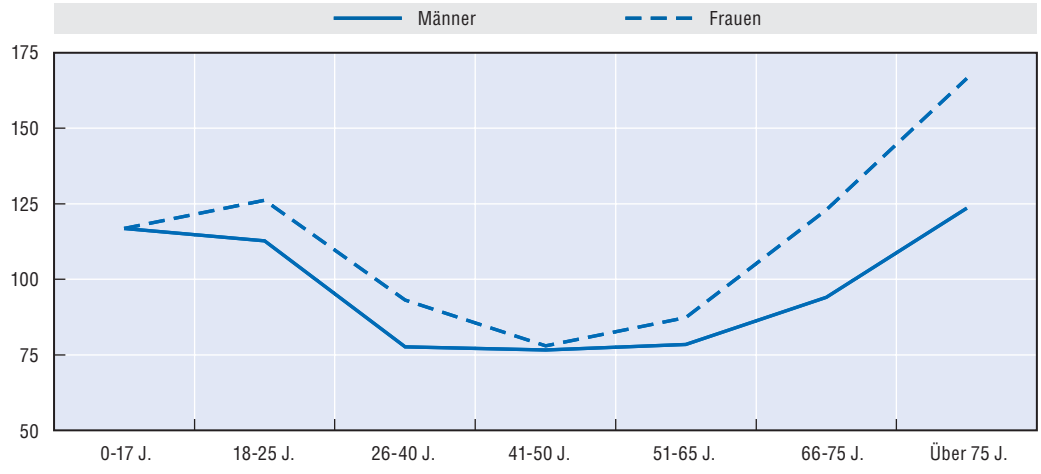


StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422163541278

Anmerkung: Das relative Armutsrisiko ist die altersspezifische Armutsquote, dividiert durch die Armutsquote der Gesamtbevölkerung, multipliziert mit 100. Die Armutsgrenze ist bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt. OECD23 gibt die Durchschnittsarmutsquote aller OECD-Länder ohne Australien, Belgien, Island, Korea, Polen, die Schweiz und die Slowakische Republik an. OECD7 gibt den Durchschnitt für Finnland, Griechenland, Kanada, die Niederlande, Schweden, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten an. Die Daten für Mitte der 1980er Jahre beziehen sich für Portugal, die Tschechische Republik und Ungarn etwa auf das Jahr 1990, die für Mitte der 2000er Jahre beziehen sich für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf das Jahr 2000. Die Daten basieren auf dem monetären Einkommen (wegen der hiermit verbundenen Auswirkungen vgl. Anmerkung 12).
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Abbildung 5.6 **Risiko relativer Armut von Männern und Frauen, nach dem Alter, OECD-Durchschnitt, Mitte der 2000er Jahre**

Armutsquote der Gesamtbevölkerung = 100



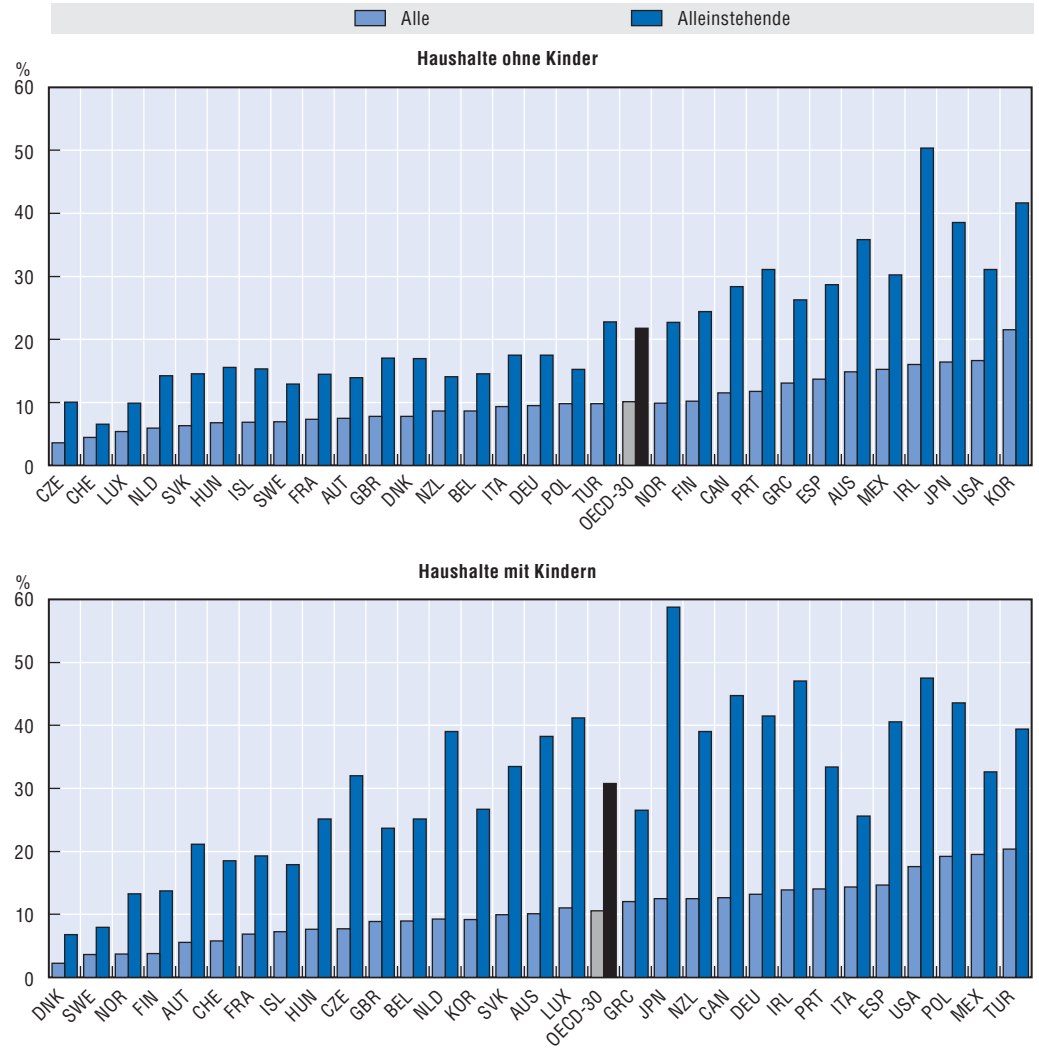
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422171622463

Anmerkung: Das Risiko relativer Armut ist die altersspezifische Armutsquote von Männern und Frauen, dividiert durch die Armutsquote der Gesamtbevölkerung, multipliziert mit 100. Die Armutsgrenze ist bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt.
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

mehr Frauen alleinerziehender Haushaltsvorstand sind, ist auch das Armutsrisiko von Frauen im Haupterwerbsalter höher als das von Männern – mit Ausnahme der Altersgruppe 41-50 Jahren. Dagegen ist das Armutsrisiko bei Frauen unter 18 Jahren nicht höher als bei gleichaltrigen Männern.

Welche Unterschiede gibt es in Bezug auf die Armutsrisiken zwischen den Haushaltstypen? Im Allgemeinen ist das Armutsrisiko von Haushalten mit Kindern nicht signifikant höher als das kinderloser Haushalte (10,6% beim ersten Haushaltstyp, etwas über 10% beim zweiten), und in einem Drittel der OECD-Länder ist ihr Armutsrisiko sogar noch geringer; dies gilt insbesondere für Australien, Korea und die vier nordischen Länder. In Polen und der Türkei sowie in geringerem Maße in Italien, Luxemburg und der Tschechischen Republik sind Haushalte mit Kindern hingegen einem wesentlich höheren Armutsrisiko ausgesetzt. Unter den kinderlosen Haushalten haben Alleinstehende im Allgemeinen ein viel höheres Armutsrisiko – es ist durchschnittlich doppelt so hoch –, d.h. 22%. Die Armutsquoten sind bei in Alleinerzieherhaushalten lebenden Personen dreimal so hoch wie beim Durchschnitt aller Haushalte mit Kindern und übersteigen in einem Drittel der OECD-Länder 40% (Abb. 5.7).

Abbildung 5.7 **Armutsquoten nach Haushaltstypen, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422178058748

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge der Armutsquote von Haushalten ohne Kinder (oberer Teil) und mit Kindern (unterer Teil) dargestellt. Die Daten beziehen sich auf alle Haushalte, unabhängig vom Alter des Haushaltsvorstands. Die Armutsgrenzen sind bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Die Veränderungen der Armutsrisiken im Zeitverlauf nach Haushaltstypen waren gering und beschränkten sich im Wesentlichen auf Alleinstehende. Im Durchschnitt liegt das Armutsrisiko von Paaren ohne Kinder in den meisten OECD-Ländern bei rund der Hälfte des Armutsrisikos der Gesamtbevölkerung, während das von Paaren mit Kindern etwas unter dem Durchschnitt angesiedelt ist. Umgekehrt ist die Wahrscheinlichkeit arm zu werden bei Alleinerziehenden um rund das Dreifache höher als im Durchschnitt, woran sich in den letzten zehn Jahren kaum etwas geändert hat. Die Situation Alleinstehender ohne Kinder (einschließlich Erwachsener im Erwerbsalter und im Rentenalter) hat sich in den letzten zehn Jahren verbessert.

Armut unter Personen im Erwerbsalter: die Rolle der Erwerbstätigkeit

Im OECD-Raum hatten Mitte der 2000er Jahre rd. 9% der Bevölkerung im Erwerbsalter ein verfügbares Haushaltseinkommen unterhalb der 50%-Schwelle, und dieser Anteil hat sich im letzten Zehnjahreszeitraum um 0,6 Prozentpunkte erhöht. Die Armutsquoten sind in jüngster Zeit nur in sieben OECD-Ländern gesunken, und dies auch nur geringfügig. Die Armutsquoten der dieser Gruppe angehörenden Personen hängen von einer ganzen Reihe von Faktoren ab, als deren wichtigster die Frage zu nennen ist, ob die Mitglieder eines Haushalts eine entgeltliche Beschäftigung haben. Tabelle 5.1 zeigt, dass von allen Angehörigen eines Haushalts, dem eine Person im Erwerbsalter vorsteht, diejenigen, die in Haushalten leben, in denen niemand erwerbstätig ist, eine durchschnittliche Armutsquote von 36% haben, d.h. eine fast um das Dreifache höhere als Personen in Haushalten mit einem Erwerbstätigen und eine um das 12-Fache höhere als Personen in Haushalten mit zwei oder mehr Erwerbstätigen. Die Armutsquote von Haushalten ohne erwerbstätige Mitglieder liegt in Australien, Irland, Kanada, Korea und den Vereinigten Staaten bei über 50%, in Dänemark, Luxemburg, der Türkei und Ungarn dagegen bei unter 20%. Die Armutsquote von Haushalten ohne erwerbstätige Mitglieder hat sich zudem in den letzten zehn Jahren erheblich erhöht (um über 3 Prozentpunkte im OECD-Durchschnitt), die von Haushalten mit einem Erwerbstätigen dagegen wesentlich weniger (um 1,6 Prozentpunkte), während die von Haushalten mit zwei oder mehr Erwerbstätigen fast auf dem selben Niveau verharrte.

Auf Grund der niedrigeren Armutsquoten von Haushalten mit erwerbstätigen Mitgliedern im Vergleich zu anderen Haushaltstypen verzeichnen Länder, deren Bevölkerung im Erwerbsalter eine höhere Erwerbsquote aufweist, in dieser Bevölkerungsgruppe tendenziell auch eine niedrigere Armutsquote (Abb. 5.8, linker Teil), auch wenn zwischen den Ländern erhebliche Unterschiede existieren. Einige Länder, wie Japan oder die Vereinigten Staaten, haben zugleich hohe Beschäftigungsquoten und überdurchschnittlich hohe Armutsquoten, während der Fall in Ungarn umgekehrt liegt.

Welchen Effekt Erwerbstätigkeit in Bezug auf die Reduzierung der Armut von Haushalten hat, denen eine Person im Erwerbsalter vorsteht, wird auch klar, wenn die Art des Beschäftigungsverhältnisses betrachtet wird, d.h. ob es sich um Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung handelt. Was Alleinstehenden-Haushalte (mit oder ohne Kinder) betrifft, so haben durchschnittlich 46% der Arbeitslosenhaushalte ein Einkommen unterhalb der 50%-Schwelle. Dieser Anteil sinkt auf 28%, wenn in diesem Haushalt der alleinstehende Erwachsene teilzeitbeschäftigt ist, und auf 8%, wenn er vollzeitbeschäftigt ist. Unter Personen, die in Paarfamilien leben, haben rd. 33% ein Einkommen unter der 50%-Armutsgrenze, wenn niemand im Haushalt erwerbstätig ist. Die Armutsquote ist somit bei Arbeitslosenpaaren niedriger als bei Alleinlebenden, vor allem wenn sie Kinder haben, was sich aus den großzügiger bemessenen verfügbaren Arbeitslosenleistungen erklärt. Die Armutsquote sinkt auf 19%, wenn ein Haushaltsmitglied teilzeitbeschäftigt ist, und auf rd. 4%, wenn mindestens ein Mitglied vollzeitbeschäftigt ist.

Trotz der wichtigen Rolle der Erwerbstätigkeit in Bezug auf die Reduzierung der Armut haben viele Haushalte mit Erwerbstätigen ein Einkommen unter der 50%-Armutsgrenze. Im Durchschnitt stellen Personen, die in Haushalten mit Erwerbstätigen leben, einen Anteil von rd. 60% der Einkommensarmen, wobei dieser Anteil von rd. 25% in Australien und Norwegen bis zu 80% oder mehr in Japan, Griechenland, Luxemburg, der Türkei, Island und Mexiko reicht (Abb. 5.9). Die meisten dieser armen Haushalte haben zwar nur ein erwerbstätiges Mitglied, doch liegt der Anteil derjenigen, die zwei oder mehr erwerbstätige Mitglieder umfassen, durchschnittlich bei 17% aller Einkommensarmen, und bei über einem Drittel in Japan, der Türkei und Island. Diese großen

Tabelle 5.1 **Armutsquoten von Personen im Erwerbsalter und Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Erwerbsalter, nach Haushaltsmerkmalen**

	Armut von Personen im Erwerbsalter		Armut in Haushalten mit Haushaltsvorstand im Erwerbsalter													
			Alle	Kein Erwerbs-tätiger	1 Erwerbs-tätiger	2 Erwerbs-tätige	Alle	Kein Erwerbs-tätiger	1 Erwerbs-tätiger	2 Erwerbs-tätige	Alleinstehender			2 oder mehr Erwachsene		
											Stand Mitte der 2000er Jahre					
	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit 1995	Stand Mitte der 2000er Jahre				Veränderung in Prozentpunkten seit Mitte der 1990er Jahre				Arbeits-los	Teilzeit-beschäft.	Vollzeit-beschäft.	Arbeits-los	Nur teilzeit-beschäft.	Mind. 1 Erwachs. vollzeitbeschäft.
Australien	10	1.2	10	55	7	1	0.4	9.0	-0.5	0.2	72	12	2	42	13	2
Belgien	7	0.5	8	25	8	2	0.0	6.7	0.7	-0.8	29	18	6	22	20	3
Dänemark	5	1.2	5	18	8	1	1.0	4.8	1.5	0.3	22	28	1	15	6	0
Deutschland	8	0.8	12	40	7	1	3.4	4.7	1.9	-0.1	49	32	5	32	25	2
Finnland	7	1.7	6	34	10	1	1.8	13.4	1.2	-0.2	47	13	2	16	13	1
Frankreich	7	-0.6	7	22	10	2	0.1	7.6	0.1	-0.7	31	8	6	18	4	4
Griechenland	9	-1.2	10	26	18	3	-0.5	4.7	3.6	-1.2	33	34	9	22	25	8
Irland	12	3.3	13	63	15	2	..	..	..	..	75	36	7	55	29	3
Island	7	..	7	28	19	4	..	..	..	..	23	25	10	40	13	5
Italien	10	-2.8	11	36	16	1	-3.1	-2.2	-1.3	-3.1	40	50	4	36	33	8
Japan	12	0.4	12	42	14	9	0.8	2.2	1.3	-0.3	57	..	..	31	..	..
Kanada	10	0.9	13	66	21	4	2.5	6.2	6.1	1.2	79	50	11	54	23	4
Korea	12	..	11	58	13	4	..	..	..	..	53	..	..	61	..	..
Luxemburg	8	2.8	9	19	15	3	3.3	7.3	7.3	1.6	28	35	12	14	28	10
Mexiko	15	-2.2	18	37	26	10	-2.9	-3.5	-0.2	-3.5	30	..	..	41	..	..
Neuseeland	11	3.3	12	46	19	4	2.5	15.2	8.5	0.1	51	41	9	42	[..]	6
Niederlande	7	0.7	8	34	13	2	1.4	6.5	5.9	1.0	40	..	..	27	..	..
Norwegen	7	1.0	6	38	4	0	0.9	1.0	0.0	0.2	47	[..]	[..]	22	..	..
Österreich	7	2.2	6	22	6	3	3.6	1.3	1.7	6.1	31	17	5	16	4	4
Polen	14	..	16	33	23	5	..	..	..	..	40	..	..	31	..	..
Portugal	11	-0.4	11	37	24	3	0.0	-2.4	3.3	0.2	58	31	16	33	26	8
Schweden	5	1.0	5	23	9	1	1.4	7.6	2.6	0.2	23	16	1	21	[..]	0
Schweiz	7	0.5	6	19	4	5	0.5	4.2	3.7	-1.4	21	[..]	[..]	18	[..]	[..]
Slowak. Rep.	8	..	9	38	15	1	..	..	..	..	35	21	20	40	21	6
Spanien	11	-0.4	11	49	18	4	-0.2	9.6	1.5	1.5	62	27	18	46	26	9
Tschech. Rep.	5	0.7	6	38	7	0	0.9	2.9	-2.0	0.1	56	[..]	6	28	[..]	2
Türkei	14	0.4	17	19	17	18	1.8	-11.5	-0.1	4.2	33	[..]	[..]	18	[..]	[..]
Ungarn	7	1.0	7	19	6	4	0.2	-4.9	-4.6	-0.7	39	[..]	[..]	15	11	2
Ver. Königreich	7	-0.3	8	33	7	1	-2.1	-2.7	-1.9	0.0	38	11	3	28	22	2
Ver. Staaten	15	1.0	16	71	25	5	0.0	-3.2	-0.8	-0.4	80	54	14	63	12	7
OECD	9	0.6	10	36	14	3	0.7	3.4	1.6	0.2	46	28	8	33	19	4

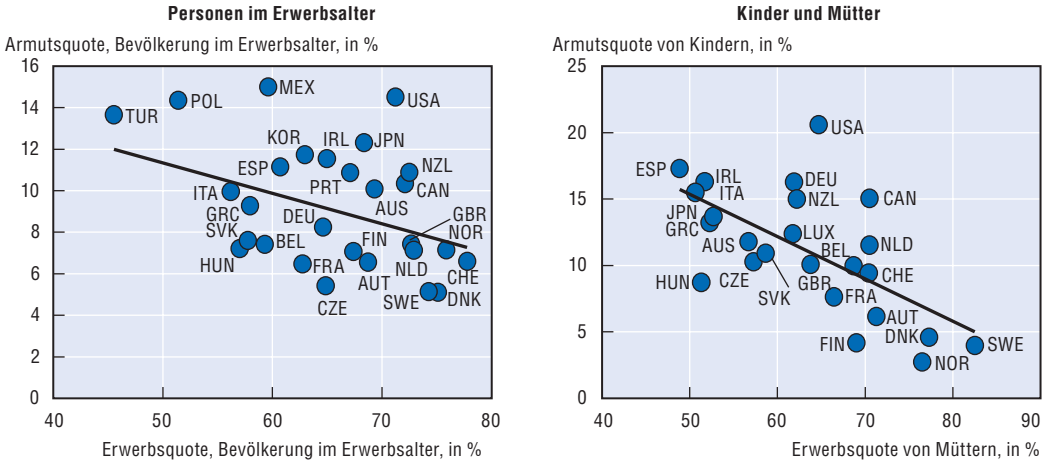
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422446454016

Anmerkung: Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die Daten über Veränderungen beziehen sich für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die Daten von 2005, die auf EU-SILC basieren, nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf den Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000 und für die Schweiz auf den Zeitraum 2000-2005. [..] bedeutet, dass die Stichprobengröße zu gering ist. Die Daten für die Schweiz in den Spalten 4-17 beziehen sich auf Haushalte ohne Kinder.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Abbildung 5.8 **Armuts- und Erwerbsquoten gegen Mitte der 2000er Jahre**



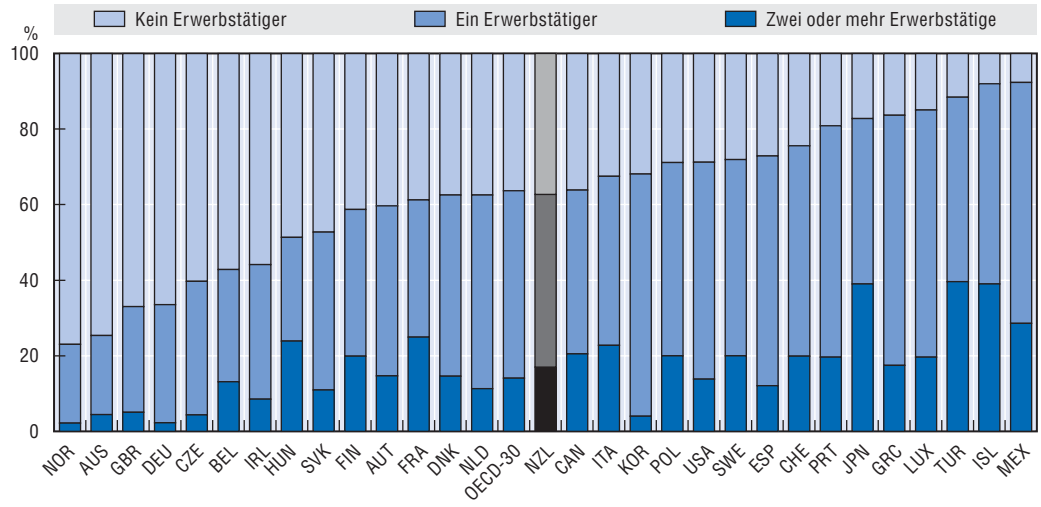
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422187281362

Anmerkung: Die Armutsgrenzen sind bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt. Die Erwerbsquoten von Personen im Erwerbsalter im Jahr 2003; Erwerbsquoten von Müttern im Jahr 2002.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Abbildung 5.9 **Anteil der Armen nach der Zahl der Erwerbstätigen im Haushalt, in dem sie leben, Mitte der 2000er Jahre**

Prozentsatz der Armen, die in Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Erwerbsalter leben



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422210017310

Anmerkung: Die Armutsgrenzen sind bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt. Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge des Anteils der in Haushalten ohne Erwerbstätige lebenden Armen dargestellt. Die Daten für die Schweiz beziehen sich auf Haushalte ohne Kinder.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Unterschiede zwischen den Ländern könnten zwar zum Teil durch Differenzen in der Art und Weise begründet sein, wie der Begriff „Erwerbstätiger" je nach den einzelnen Quellen definiert ist, doch lassen sie auch vermuten, dass zum Risiko ungenügender wirtschaftlicher Ressourcen noch andere Faktoren beitragen – wie z.B. die Zahl der geleisteten Jahresarbeitsstunden und der empfangene Stundenlohn –, als allein der Zugang zu einer Erwerbsbeschäftigung. Tatsache ist, dass 2005 nur in 7 der 18 OECD-Länder, in denen es einen gesetzlichen Mindestlohn gibt, d.h. in Luxemburg, der

Tschechischen Republik, Japan, Neuseeland, Polen, Irland und Australien, das Nettoeinkommen der Mindestlohnbezieher mit nichterwerbstätigem Ehepartner hoch genug war, um eine Familie mit zwei Kindern vor der Armut zu bewahren (OECD, 2007)[14].

Armut von Familien mit Kindern: Erwerbstätigkeit von Müttern und Zahl der Kinder

Mitte der 2000er Jahre lebte jedes achte Kind (12,4%) in Haushalten mit einem Äquivalenzeinkommen unterhalb der Schwelle von 50% des Medianeinkommens, während die Armutsquote der in Haushalten mit Kindern lebenden Personen (d.h. unter Berücksichtigung erwachsener Mitglieder) etwas niedriger war. Beide Armutsquoten erhöhten sich in den letzten zehn Jahren stärker als die der Gesamtbevölkerung. Die Kinderarmut erhöhte sich um 4 Prozentpunkte oder mehr in Deutschland, Luxemburg, Österreich und der Türkei, während sie in Australien, Belgien, Ungarn und den Vereinigten Staaten sowie noch stärker in Italien, Mexiko und im Vereinigten Königreich zurückging.

Wie aus Tabelle 5.2 ersichtlich ist, bestimmen sowohl die Lebensformen als auch der Beschäftigungsstatus der Eltern die Armutsrisiken der Kinder. Mit einem Elternteil lebende Kinder haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, arm zu sein, als mit beiden Eltern lebende Kinder, und dies gilt bei erwerbstätigen wie auch bei erwerbslosen Eltern, wobei es aber einige Ausnahmen gibt und die Unterschiede nicht immer groß sind. Hingegen ist die Armutsquote von Kindern, deren Eltern erwerbstätig sind, wesentlich niedriger als die von Kindern, die in Arbeitslosenhaushalten leben. Bei Alleinerzieherfamilien ist die Armutsquote, wenn die Betreffenden in Arbeitslosenhaushalten leben, um das 2,6-Fache höher als in Haushalten, in denen Erwerbstätige präsent sind (Abb. 5.10, oberer Teil); bei Paaren mit Kindern ist die Armutsquote von Arbeitslosenhaushalten dreimal so hoch wie die von Haushalten mit einem Erwerbstätigen, und 12-mal so hoch wie die von Haushalten mit zwei oder mehr Erwerbstätigen (unterer Teil). OECD-Länder mit einem höheren Anteil erwerbstätiger Mütter haben auch niedrigere Armutsquoten von Kindern zu verzeichnen (Abb. 5.8, rechter Teil).

Das Risiko, arm zu werden, hängt auch von der Zahl der im Haushalt lebenden Kinder ab. Die Armutsquoten steigen im Allgemeinen monoton mit der Zahl der im Haushalt lebenden Kinder, obwohl es hierbei Ausnahmen gibt (Tabelle 5.2, die drei letzten Spalten). Im Allgemeinen liegen die Armutsquoten von Familien mit zwei Kindern nur geringfügig über denen von Familien mit nur einem Kind. Die Armutsquoten erhöhen sich jedoch deutlicher, wenn ein drittes Kind (oder mehr Kinder) in der Familie lebt, insbesondere in Irland, Mexiko, Polen, im Vereinigten Königreich und in den Vereinigten Staaten. In Australien, Österreich und den nordischen Ländern kommt es dagegen zu keinem signifikanten Anstieg. Das allgemeine Schema einer mit der Zahl der Kinder steigenden Armutsquote könnte zwar in gewissem Maße durch den willkürlichen Charakter der hier zu Grunde gelegten Elastizität der Haushaltsbedürfnisse gegenüber der Haushaltsgröße bedingt sein (d.h. die für jedes weitere Mitglied unterstellte Zunahme der Haushaltsbedürfnisse ist stärker als es in Wirklichkeit der Fall ist), doch könnte der Grund auch in tatsächlichen finanziellen Problemen infolge der steigenden Kostenbelastung kinderreicher Familien liegen.

Armut älterer Menschen: die Auswirkungen des Erwerbseinkommens und der Lebensformen

Die jüngsten Trends in Bezug auf die Armut älterer Menschen (der über 65-Jährigen) kontrastieren mit denen anderer Altersgruppen. Im Durchschnitt ging die Armutsquote älterer Menschen etwas zurück (um 0,5 Prozentpunkte), wobei ein ähnlicher Rückgang auch bei Personen zu beobachten war, die in Haushalten mit einem Vorstand im Rentenalter leben. Die Erfahrungen der Länder waren in dieser Hinsicht jedoch unterschiedlich. In fünf Ländern (Griechenland, Norwegen, Österreich, Tschechische Republik und Türkei) war der Rückgang der Einkommensarmut besonders deutlich (um 5 Prozentpunkte oder mehr), während in Australien, Finnland, Schweden, der Schweiz und insbesondere in Irland eine beträchtliche Zunahme zu verzeichnen war.

Tabelle 5.2 **Armutsquoten von Kindern und Personen in Haushalten mit Kindern nach Haushaltsmerkmalen**

In Prozent

	Armut von Kindern		Armut in Haushalten mit Kindern									
			Alle		Alleinstehende		Paare			Nach Kinderzahl		
					Stand Mitte der 2000er Jahre							
	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er Jahre	Stand Mitte 2000er Jahre	Veränder. gegenüber 1995	Nicht erwerbs-tätig	Erwerbs-tätig	Kein Erwerbs-tätiger	1 Erwerbs-tätiger	2 oder mehr Erwerbs-tätige	1	2	3 oder mehr
Australien	12	-1.2	10	-1.0	68	6	51	8	1	9	10	11
Belgien	10	-0.8	9	0.1	43	10	36	11	3	7	9	11
Dänemark	3	0.8	2	0.7	20	4	21	5	0	2	2	4
Deutschland	16	5.1	13	4.2	56	26	47	6	1	13	13	14
Finnland	4	2.1	4	1.9	46	6	23	9	1	5	3	3
Frankreich	8	0.3	7	-0.2	46	12	48	12	2	6	7	10
Griechenland	13	0.9	12	0.9	84	18	39	22	4	8	13	19
Irland	16	2.3	14	..	75	24	55	16	2	12	12	19
Island	8	..	7	..	23	17	51	29	4	7	6	10
Italien	16	-3.4	14	-3.1	[..]	16	78	24	1	..	..	..
Japan	14	1.6	12	1.2	60	58	50	11	10	..	..	..
Kanada	15	2.2	13	1.6	89	32	81	22	4	11	13	18
Korea	10	..	9	..	29	26	65	10	4	..	..	..
Luxemburg	12	4.5	11	3.8	69	38	27	16	5	7	13	14
Mexiko	22	-3.8	19	-2.4	30	34	53	27	11	11	16	26
Neuseeland	15	2.3	13	1.5	48	30	47	21	3	..	..	..
Niederlande	12	1.0	9	1.2	62	27	65	12	2	..	..	..
Norwegen	5	0.9	4	0.6	31	5	29	4	0	4	2	6
Österreich	6	6.0	6	6.1	51	11	36	4	3	6	5	6
Polen	22	..	19	..	75	26	51	28	6	15	18	31
Portugal	17	0.0	14	0.4	[..]	26	53	34	5	10	17	[..]
Schweden	4	1.5	4	1.5	18	6	36	14	1	4	3	3
Schweiz	9	1.2	6	1.3	---- 22 ----			---- 8 ----		..	..	..
Slowak. Rep.	11	..	10	..	66	24	66	18	2	..	..	..
Spanien	17	1.9	15	1.1	78	32	71	23	5	10	16	29
Tschech. Rep.	10	1.7	8	1.4	71	10	43	9	1	8	6	[..]
Türkei	25	5.0	20	3.6	44	32	28	19	20	..	..	..
Ungarn	9	-1.6	8	-1.1	44	16	22	6	3	5	6	14
Ver. Königreich	10	-3.6	9	-3.7	39	7	36	9	1	4	6	20
Ver. Staaten	21	-1.7	18	-1.1	92	36	82	27	6	14	15	26
OECD	12	1.0	11	0.8	54	21	48	16	4	8	10	15

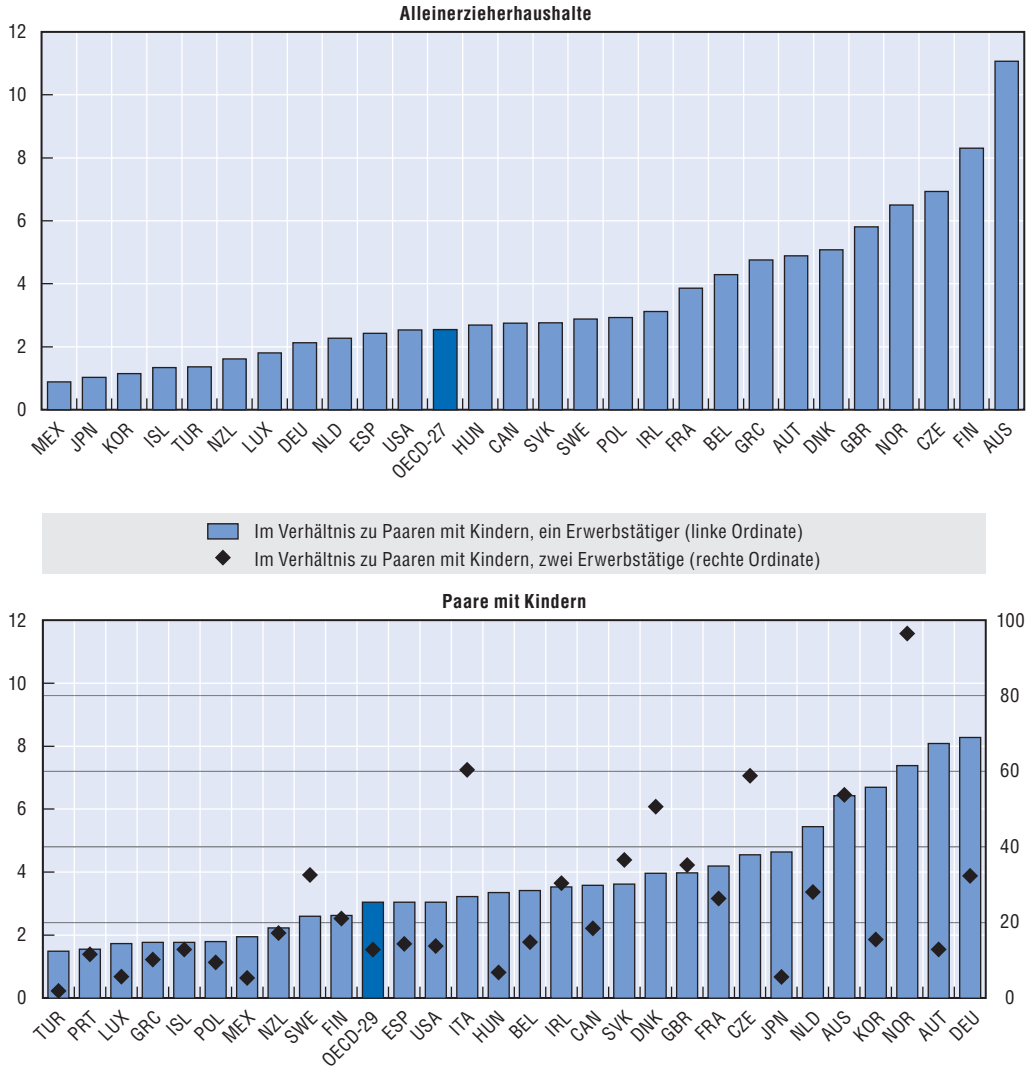
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422456583733

Anmerkung: Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die Daten über Veränderungen beziehen sich für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die Daten von 2005, die auf EU-SILC basieren, nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf den Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000 und für die Schweiz auf den Zeitraum 2000-2005. [..] bedeutet, dass die Stichprobengröße zu gering ist. Die Daten basieren auf dem monetären Einkommen (wegen der entsprechenden Auswirkungen vgl. Anmerkung 12).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

In vielen OECD-Ländern ist das tatsächliche Rentenalter in jüngster Zeit gestiegen. Der Anteil erwerbstätiger (oder mit Erwerbstätigen in einem Haushalt lebender) älterer Menschen blieb jedoch in den letzten zehn Jahren bemerkenswert stabil bei 27%. Die Armutsquoten von Haushalten älterer Menschen mit mindestens einem erwerbstätigen Mitglied sind viel niedriger als die der Haushalte, in denen alle erwerbslos sind (7% gegenüber 17%, Tabelle 5.3), besonders in Australien, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, Norwegen, Portugal und dem Vereinigten

Abbildung 5.10 **Armutsrisiko von Arbeitslosenhaushalten im Verhältnis zu Erwerbstätigenhaushalten, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422228452208

Anmerkung: Das Armutsrisiko ist definiert als Armutsquote von Haushalten ohne Erwerbstätige, dividiert durch die Armutsquote von Erwerbstätigenhaushalten.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Königreich. Der Unterschied ist in Finnland, Neuseeland, den Niederlanden, Österreich und Polen wesentlich geringer, während die Haushalte älterer Menschen ohne erwerbstätige Mitglieder in der Türkei niedrigere Armutsquoten zu verzeichnen haben als die mit erwerbstätigen Mitgliedern.

Unterschiedliche Lebensformen haben ebenfalls Auswirkungen auf die Armutsrisiken älterer Menschen. Allein lebende ältere Menschen – sehr oft verwitwete Frauen – haben ein viel höheres Risiko, dass ihr Einkommen unter 50% des Medianeinkommens absinkt, als ältere Menschen, die mit anderen Personen zusammenleben. Im ersten Fall liegen die Armutsquoten in Australien, Irland, Japan, Korea, Mexiko und den Vereinigten Staaten, d.h. in Ländern mit begrenzteren staatlichen Rentensystemen, bei über 40%. Die Armutsquoten alleinstehender älterer Menschen sind jedoch deutlicher zurückgegangen als die von Mehrpersonenhaushalten.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 5.3 **Armutsquoten älterer Personen und von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Rentenalter ist, nach Haushaltsmerkmalen**

	Armut von Personen im Rentenalter		Armut in Haushalten mit Haushaltsvorstand im Rentenalter									
			Alle		Erwerbstätige		Nichterwerbstätige		Alleinstehende		Paare	
	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.	Mitte 2000er Jahre	Veränd. in Prozentp. seit Mitte 1990er J.
Australien	27	4.6	27	5.6	4	3.2	32	5.4	50	-4.8	18	9.8
Belgien	13	-3.5	12	-2.3	4	-0.6	13	-3.7	17	-6.8	10	0.1
Dänemark	10	-2.1	10	-2.2	2	0.6	12	-2.3	17	-4.4	4	0.3
Deutschland	10	-0.6	8	-1.6	2	-4.7	9	-1.2	15	0.2	5	-1.8
Finnland	13	5.3	14	5.9	11	7.7	14	5.5	28	12.5	4	2.3
Frankreich	4	-0.2	9	-2.1	1	-5.9	9	-1.4	16	0.2	4	-2.4
Griechenland	23	-6.6	21	-7.0	7	-10.5	31	-3.1	34	-4.5	18	-7.1
Irland	31	18.8	25	..	5	..	36	..	65	..	9	..
Island	5	..	5	..	3	..	7	..	10	..	2	..
Italien	13	-2.3	13	-2.1	3	0.4	17	-4.5	25	-7.5	9	-1.2
Japan	22	-1.0	21	-1.1	13	-1.8	30	-7.6	48	-7.9	17	-1.5
Kanada	4	1.5	7	3.2	2	0.7	10	4.8	16	7.3	4	1.8
Korea	45	..	49	..	35	..	69	..	77	..	41	..
Luxemburg	3	-1.8	3	-1.6	[..]	[..]	4	-5.4	4	-5.6	3	-6.4
Mexiko	28	-4.6	23	-8.6	19	-9.1	39	-7.9	45	-5.9	21	-9.2
Neuseeland	2	0.2	4	2.5	1	-3.8	2	1.6	3	2.1	1	-0.1
Niederlande	2	0.9	2	0.8	2	1.1	2	0.7	3	-0.1	2	1.3
Norwegen	9	-6.8	9	-7.1	1	-1.1	10	-7.9	20	-13.8	1	-2.1
Österreich	7	-5.7	8	-6.0	7	5.3	9	-7.6	16	-11.6	4	0.2
Polen	5	..	6	..	6	..	6	..	6	..	6	..
Portugal	17	-1.1	20	-2.2	5	-4.6	25	-1.0	35	-4.8	16	-2.0
Schweden	8	4.0	6	2.7	3	1.1	7	3.2	13	5.8	1	0.5
Schweiz	18	4.3	18	-1.8	[..]	[..]	[..]	[..]	24	6.1	15	3.4
Slowak. Rep.	6	..	4	..	[..]	[..]	7	..	10	..	3	..
Spanien	17	-1.1	27	16.8	12	-4.3	32	23.3	39	32.7	24	12.6
Tschech. Rep.	2	-6.5	3	-5.8	[..]	[..]	3	-6.2	6	-19.1	2	0.5
Türkei	15	-8.1	18	-4.1	20	0.6	16	-16.4	38	-6.2	17	-4.0
Ungarn	5	-2.5	5	-2.9	[..]	[..]	5	-5.2	11	-6.9	1	-2.7
Ver. Königreich	10	-2.1	10	-0.8	1	0.1	12	-2.5	17	-0.9	7	-1.3
Ver. Staaten	24	2.9	24	3.2	9	1.4	34	5.0	41	3.0	17	3.2
OECD	13	-0.5	14	-0.7	7	-1.2	17	-1.4	25	-1.6	9	-0.4

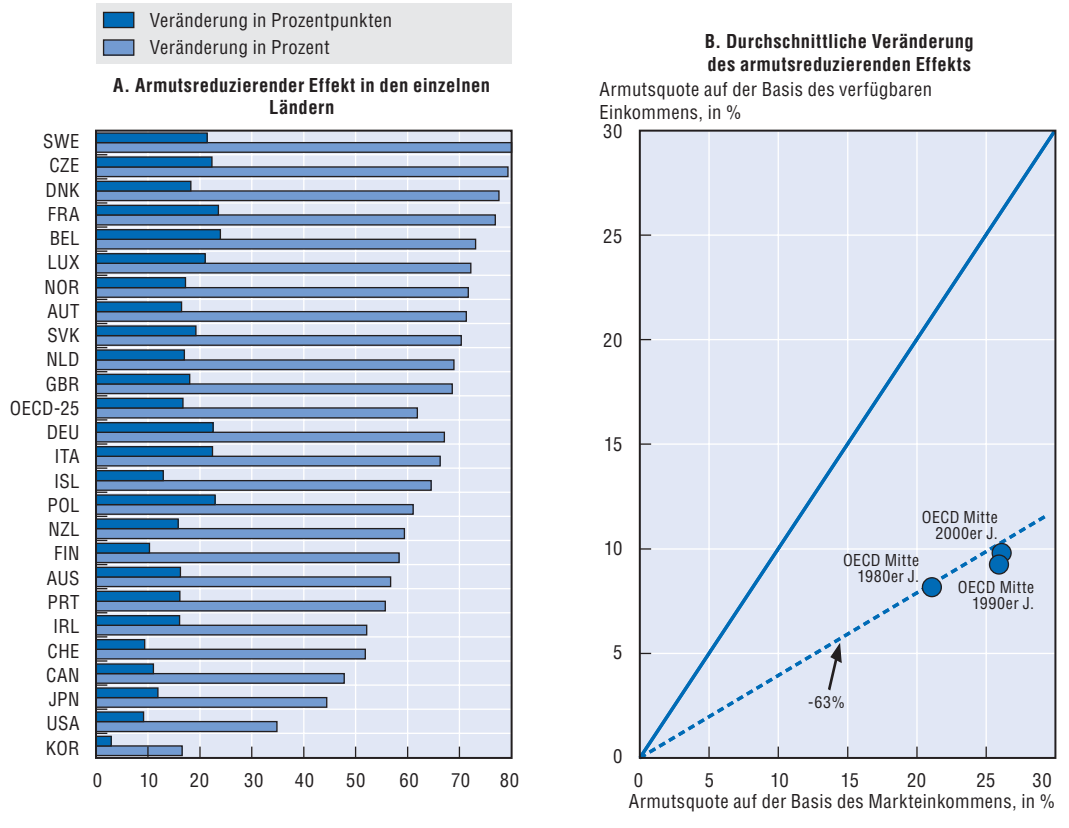
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422457006467

Anmerkung: Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die Daten für Mitte der 2000er Jahre beziehen sich für Japan und die Schweiz etwa auf das Jahr 2000. Die Daten über Veränderungen beziehen sich für Belgien, Dänemark, Frankreich, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die Daten von 2005, die auf EU-SILC basieren, nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf den Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis etwa zum Jahr 2000 und für die Schweiz auf den Zeitraum 2000-2005. [..] bedeutet, dass die Stichprobengröße zu gering ist. Die Daten basieren auf dem monetären Einkommen (wegen der entsprechenden Auswirkungen vgl. Anmerkung 12).
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Die Rolle der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der staatlichen Transferleistungen bei der Reduzierung der Einkommensarmut

In allen OECD-Ländern reduzieren die von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Abgaben sowie die staatlichen Transferleistungen die Armut ganz erheblich. Eine Messgröße hierfür ist die Differenz zwischen den Armutsquoten, die auf dem verfügbaren Einkommen basieren (dem bislang verwendeten Einkommenskonzept), und denen, die auf dem Markteinkommen basieren[15]. Der linke Teil der Abbildung 5.11 zeigt die Unterschiede zwischen den Ländern im Hinblick auf die Rolle der vom Staat erhobenen Steuern und der staatlichen Transferleistungen bei der Reduzierung der Armut. Die Unterschiede in Form der gemessenen Prozentpunkte reichen von weniger als 10 Punkten in Korea, der Schweiz und den Vereinigten Staaten bis zu über 23 Punkten in Belgien und Frankreich, während der prozentuale Unterschied bei den Armutsquoten – infolge des kombinierten Effekts der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der staatlichen Transferleistungen – von 12% in Korea bis zu 80% in Dänemark und Schweden reicht und der Prozentsatz im Durchschnitt bei etwas über 60% liegt. Diese großen Unterschiede zwischen den Ländern im Hinblick auf die armutsreduzierenden Effekte der staatlichen Transferleistungen sowie der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben – und die signifikante negative Korrelation zwischen der auf

Abbildung 5.11 **Die Armut der Gesamtbevölkerung reduzierender Effekt von Steuern und Transferleistungen, Mitte der 2000er Jahre und Veränderungen seit Mitte der 1980er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422271727828

Anmerkung: In Teil A sind die Länder in absteigender Reihenfolge des armutsreduzierenden Effekts in Prozentsätzen dargestellt. In Teil B beziehen sich die Daten auf den einfachen Durchschnitt der in Abbildung 5.3 angegebenen 17 OECD-Länder (ohne Irland, Island, Korea, Luxemburg, Österreich, Schweiz und Slowakische Republik). Die Daten für Mitte der 2000er Jahre beziehen sich für Belgien, Dänemark, Frankreich, Irland, Portugal und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf das Jahr 2000. Die Armutsgrenzen sind bei 50% des verfügbaren Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzt.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

dem verfügbaren Einkommen basierenden Armutsquote und den armutsreduzierenden Effekten der staatlichen Nettotransferleistungen – implizieren, dass Länder mit einer höheren Markteinkommensarmut nicht unbedingt diejenigen sind, die auch auf der Basis des verfügbaren Einkommens eine höhere Armutsquote haben.

Die Rolle der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben bei der Reduzierung der Armut hat sich ebenfalls im Laufe der Zeit verändert. Teil B der Abbildung 5.11 – in dem Veränderungen des Grads dargestellt sind, in dem die staatlichen Nettotransferleistungen in den 17 OECD-Ländern, für die Informationen im Zeitverlauf verfügbar sind, die Armut durchschnittlich verringert haben – weist auf einen erheblichen Anstieg der Markteinkommensarmut (von 21% auf 26%) von Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre hin, der nur partiell durch einen stärkeren armutsreduzierenden Effekt der Steuern und Transferleistungen (der von 61% auf 65% stieg) ausgeglichen wurde. Dagegen kam der Anstieg der Markteinkommensarmut von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre zum Stillstand, während der armutsreduzierende Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten Steuern und Sozialabgaben sowie der empfangenen staatlichen Transferleistungen nahezu auf das Niveau von Mitte der 1980er Jahre zurückging (auf 63%), was zu höheren Armutsquoten auf der Basis des verfügbaren Einkommens führte.

In allen OECD-Ländern unterscheidet sich die durch die Steuern und Transferleistungen erreichte Reduzierung der Markteinkommensarmut ganz erheblich je nach Bevölkerungsgruppe und im Zeitverlauf. Dies wird in Abbildung 5.12 deutlich (Länder oberhalb der Diagonale hatten einen Rückgang der armutsreduzierenden Effekte der Nettotransferleistungen zu verzeichnen). Auf Grund der wichtigen Rolle der staatlichen Renten ist der Effekt für Personen im Rentenalter wesentlich stärker und liegt in den meisten Ländern zwischen 80% und 100%, ist aber geringer in Irland, Finnland (wo Betriebsrenten nicht als staatliche Transferleistungen eingestuft sind), Frankreich, Portugal, Australien, Japan und den Vereinigten Staaten. Die Veränderungen der Stärke dieses Effekts waren in den letzten zehn Jahren eher gering, mit Ausnahme Irlands und Finnlands.

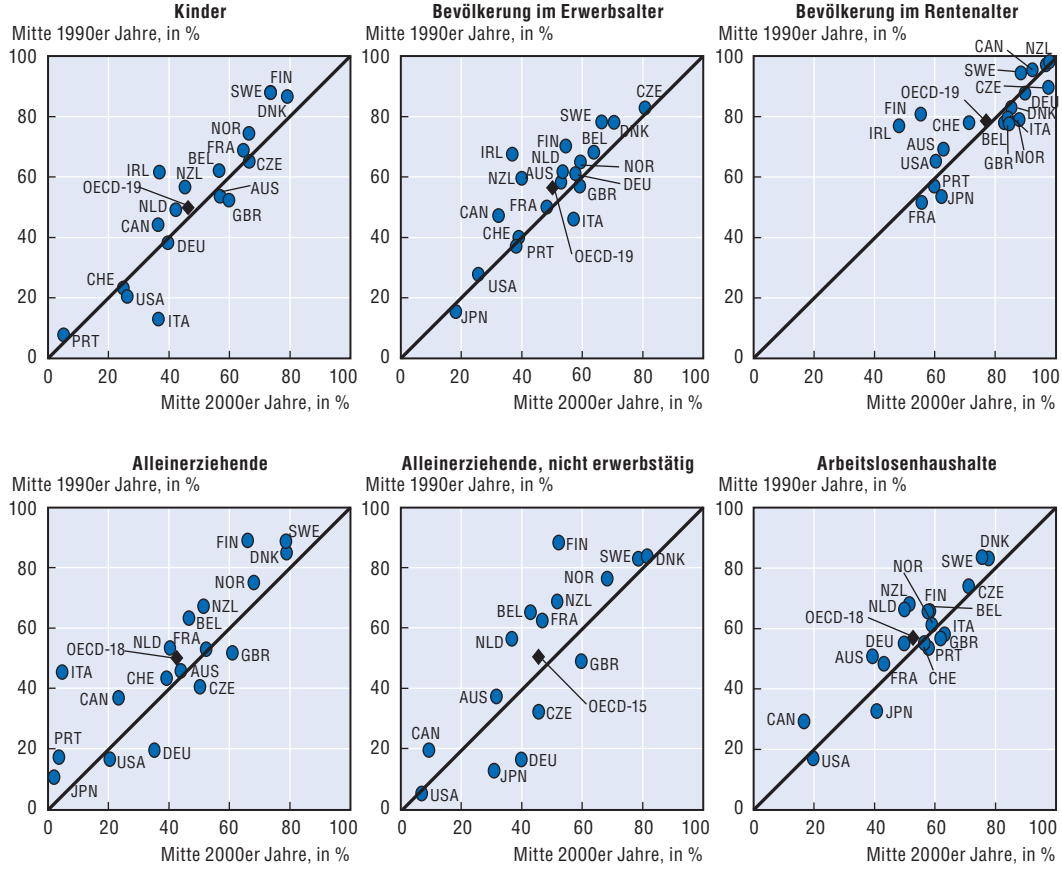
Der armutsreduzierende Effekt der Steuern und Transferleistungen ist bei Personen im Erwerbsalter erheblich geringer (sie betragen durchschnittlich rund zwei Drittel des Effekts bei älteren Menschen) und sogar noch deutlicher bei Kindern (rd. 57% des Effekts bei älteren Menschen). Bei beiden Altersgruppen hat der armutsreduzierende Effekt der Steuern und Transferleistungen im Zeitverlauf in den meisten OECD-Ländern abgenommen, bei Personen im Erwerbsalter im Allgemeinen stärker als bei Kindern[16]. Der Rückgang bei Kindern war in Irland (wo die Daten auf 2000 begrenzt sind) sowie in Neuseeland, Finnland und Schweden (in den beiden letztgenannten Ländern jedoch von einem hohen Niveau ausgehend) besonders stark, während der Effekt in Italien und im Vereinigten Königreich und in geringerem Maß in Australien und den Vereinigten Staaten zunahm.

Die Unterschiede zwischen den Ländern sind auch signifikant, wenn man die Erfahrungen anderer Bevölkerungsgruppen betrachtet, wobei aber bei einigen Ländern eine geringe Stichprobengröße Auswirkungen auf das jeweilige Bild haben könnte. Bei Alleinerziehenden ist der armutsreduzierende Effekt der staatlichen Nettotransferleistungen in den nordischen Ländern am stärksten, am geringsten in Italien, Japan, Portugal und den Vereinigten Staaten; in den letzten zehn Jahren ging er zudem in den meisten Ländern zurück, wobei Deutschland die wichtigste Ausnahme bildet. Diese große Variationsbreite zwischen den Ländern ist z.T. durch die unterschiedlichen Anteile Alleinerziehender bedingt, die nicht auf Leistungen angewiesen, sondern erwerbstätig sind. Der armutsreduzierende Effekt der Nettotransferleistungen ist bei nichterwerbstätigen Alleinerziehenden in allen Ländern stärker als bei Alleinerziehenden generell, der Grad, in dem dies zutrifft, hat sich aber in den letzten zehn Jahren in den meisten Ländern verringert. Bei Personen in Arbeitslosenhaushalten allgemein (Alleinerziehende und andere) ist der armutsreduzierende Effekt der Nettotransferleistungen in Australien, Frankreich, Japan, Kanada und den Vereinigten Staaten am geringsten, während größere Reduzierungen (über 70%) auf Dänemark, Schweden und die Tschechische Republik begrenzt bleiben[17].

Diese länderspezifischen Unterschiede bei den armutsreduzierenden Effekten der staatlichen Nettotransferleistungen sind z.T. auch durch deren Gesamtumfang und vor allem durch das Volumen der monetären Transferleistungen an die privaten Haushalte bedingt, da Personen am unteren Ende

Abbildung 5.12 **Der armutsreduzierende Effekt der Nettotransferleistungen auf einzelne Gruppen**

Reduzierung der Armutsquoten in Prozent, Mitte der 1990er und Mitte der 2000er Jahre



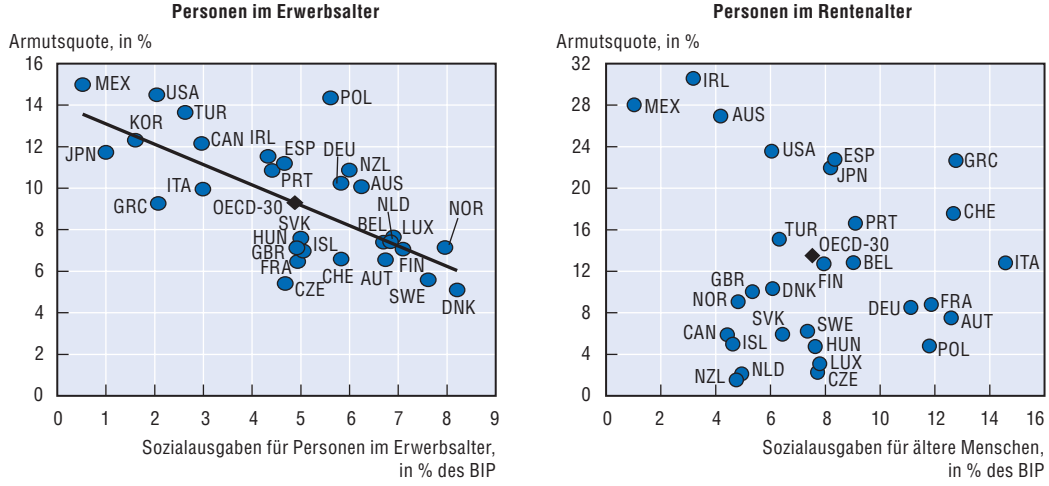
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422303818851

Anmerkung: Der armutsreduzierende Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und der staatlichen Transferleistungen wird gemessen anhand der Differenz (in Prozent) zwischen den Armutsquoten auf der Basis des Markteinkommens und des verfügbaren Einkommens, bei einem bei 50% des verfügbaren Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung angesetzten Schwellenwert. Die Daten für Mitte der 1990er Jahre beziehen sich für die Schweiz und das Vereinigte Königreich auf das Jahr 2000. Die Daten für Mitte der 2000er Jahre beziehen sich für Belgien, Irland, Portugal und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf das Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

der Einkommensskala im Allgemeinen kaum Steuern zahlen. Der armutsreduzierende Effekt hängt auch von der Art der entsprechenden Programme und den Merkmalen des Personenkreises ab, dem sie zugute kommen. Abbildung 5.13 zeigt die monetären Sozialtransfers (sowohl staatliche als auch gesetzlich vorgeschriebene private Transferleistungen) im Verhältnis zum BIP gegenüber der (auf dem verfügbaren Einkommen basierenden) Armutsquote (auf der Basis eines Schwellenwerts von der Hälfte eines Medianeinkommens), getrennt für Personen im Erwerbsalter und im Rentenalter. Der linke Teil der Abbildung weist eine signifikant negative Relation zwischen den beiden Variablen aus, wobei die Länder, die mehr für Sozialtransfers an Personen im Erwerbsalter ausgeben, auch niedrigere Armutsquoten erzielen, wenngleich die Armutsergebnisse bei Ländern mit höherem Sozialausgabenniveau sehr unterschiedlich ausfallen[18]. Es existiert keine vergleichbare Relation bei den älteren Menschen. Dieses Muster erklärt sich zwar durch den verdienstabhängigen Charakter der Altersrenten in den meisten OECD-Ländern, doch lässt es auch vermuten, dass eine deutlichere Rückführung der Armutsquote erreicht werden könnte, wenn die Ausgaben von Rentenprogrammen hin zu Maßnahmen verlagert würden, die auf Erwerbstätige und ihre Kinder am unteren Ende der Einkommensskala abzielen.

Abbildung 5.13 **Armutsquoten und Sozialausgaben für Personen im Erwerbsalter und im Rentenalter, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422333665216

Anmerkung: Die Armutsquoten basieren auf einem bei der Hälfte des verfügbaren Medianhaushaltseinkommens angesetzten Schwellenwert. Zu den Sozialausgaben gehören sowohl staatliche als auch gesetzlich vorgeschriebene private Barausgaben (d.h. keine Sachleistungen). Die Sozialausgaben für Personen im Erwerbsalter sind definiert als die Summe der Ausgaben für Erwerbsunfähigkeit, Familie, Arbeitslosigkeit, Wohnung und sonstige (d.h. Sozialhilfe-) Programme; Sozialausgaben für Personen im Rentenalter sind die Summe der Ausgaben für Leistungen an ältere Menschen und Hinterbliebene. Die Sozialausgaben sind ausgedrückt in Prozent des BIP zu Faktorkosten. Die Daten zu den Armutsquoten beziehen sich für alle Länder auf Mitte der 2000er Jahre; die Daten zu den Sozialausgaben beziehen sich für alle Länder auf 2003, mit Ausnahme der Türkei (1999).
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung und der OECD-Datenbank über Sozialausgaben (*Social Expenditure database).*

Bestimmungsfaktoren der Veränderungen der Armutsquoten seit Mitte der 1990er Jahre

Wenngleich Steuern und staatliche Transferleistungen die Armut zu einem bestimmten Zeitpunkt reduzieren, verzerren sie auch die Entscheidungen der privaten Wirtschaftssubjekte bezüglich Erwerbstätigkeit und Leistungsbereitschaft. Die effektiven Grenzsteuersätze, die einen der Gründe dieser Verzerrungen bilden, sind im Allgemeinen am unteren Ende der Einkommensverteilung hoch und können sowohl zu Armutsfallen für Sozialleistungsbezieher als auch zu einer reduzierten Leistungsbereitschaft von Niedriglohnempfängern führen. Die von mehreren OECD-Ländern in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre durchgeführten Reformen (im Allgemeinen in Form von Zuschüssen zum Arbeitseinkommen oder Steuergutschriften für Niedrigeinkommensbezieher und Hilfen für Personen, die für die Aufnahme eines Beschäftigungsverhältnisses auf staatliche Leistungen angewiesen sind) zielten darauf ab, diese Verzerrungen zu reduzieren, um die Arbeitsanreize für Personen mit geringem Einkommen zu verstärken.

Welche Auswirkungen hatten diese Reformen in Bezug auf Veränderungen der Armutsquoten? Bemühungen zur Beantwortung dieser Frage konzentrierten sich im Allgemeinen auf zwei Ansätze: Der erste stützte sich auf die Daten von Einzelpersonen, um zu beurteilen, wie hoch die Armutsquoten heute wären, wenn Lohnstruktur, Arbeitsstundenzahl und staatliche Leistungen konstant auf einem bestimmten Basisniveau verharrt hätten; dieser Ansatz lässt zwar reforminduzierte verhaltensspezifische Veränderungen unberücksichtigt, ermöglicht jedoch die Beobachtung ein und derselben Person im Zeitverlauf[19]. Ein zweiter Ansatz, der bei einem Vergleich zwischen einer hohen Zahl von Ländern leichter durchführbar ist, basiert auf aggregierten Daten[20]. Dieser Ansatz wird hier verwendet, um die Veränderungen der (auf einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens basierenden) relativen Armutsquoten getrennt für Personen zu analysieren, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Erwerbsalter (bis zu 65 Jahren) oder im Rentenalter (66 Jahre oder älter) ist. Eine einfache Shift-Share-Analyse ermöglicht eine Aufschlüsselung der Veränderungen der Armutsquoten jedes Haushaltstyps in drei Komponenten:

- Anteil infolge von Veränderungen der Markteinkommensarmut jeder Gruppe der zwei Haushaltstypen; die Bevölkerungsstruktur sowie die armutsreduzierenden Effekte von Steuern und Transferleistungen werden für jede Gruppe konstant gehalten;
- Anteil infolge von Veränderungen der die Markteinkommensarmut jeder Gruppe reduzierenden Effekte der Steuern und der Transferleistungen bei einer bestimmten Bevölkerungsstruktur und Markteinkommensarmutsquote jeder Gruppe;
- Anteil infolge von Veränderungen der Bevölkerungsstruktur sowohl in Bezug auf den Haushaltstyp als auch die Zahl der erwerbstätigen Haushaltsmitglieder bei einer bestimmten Markteinkommensarmutsquote und Wirksamkeit der Steuern und Transferleistungen in Bezug auf die Armutsreduzierung in dieser Gruppe[21].

Aufschlüsselungen dieser Art erklären zwar nicht die komplexen Beziehungen in jedem Variablenpaar[22], liefern aber einen praktischen Überblick über die Rolle der einzelnen Faktoren; indessen kann die geringe Stichprobengröße einiger Erhebungen auf Grund der hier vorgenommenen detaillierten Aufschlüsselung Auswirkungen auf die Ergebnisse haben.

Tabelle 5.4 zeigt für eine Reihe von OECD-Ländern die Ergebnisse in Form von Veränderungen der Armutsquoten von Personen, die im Zeitraum von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre in Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter lebten. Zusätzlich zur Gesamtveränderung der Armutsquote aller Personen, die in Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter Alter lebten (in der dritten Spalte dargestellt), zeigt die Tabelle die Ergebnisse einer Aufschlüsselung auf der Basis aller Haushaltskategorien (zehn Gruppen insgesamt, in Teil A), und dann getrennt die Ergebnisse, wenn lediglich die Veränderung der Zahl der Erwerbstätigen in jedem Haushalt berücksichtigt wird (mit der Unterscheidung zwischen Arbeitslosenhaushalt, Haushalt mit einem und zwei Erwerbstätigen, in Teil B) und der Lebensform jedes Haushalts (Alleinlebende und Paare, mit und ohne Kinder, in Teil C). Im Fall Australiens z.B. erhöhte sich die Armutsquote von Personen, die in Haushalten mit einer Person im Erwerbsalter lebten, zwischen 1995 und 2004 um 0,4 Punkte (von 10% auf 10,4%), da die höhere Markteinkommensquote jeder Gruppe und ein geringerer armutsreduzierender Effekt der Steuern und Transferleistungen die Armut erhöhten (um 0,6 bzw. 0,7 Punkte), während Veränderungen der Bevölkerungsstruktur (Verlagerung hin zu Haushaltsgruppen mit geringerer Armutsquote) die Armut senkten (um 0,9 Punkte).

Im Durchschnitt der in Tabelle 5.4 aufgeführten 14 Länder erhöhten sich die Armutsquoten von Personen, die in einem Haushalt mit einem Haushaltsvorstand im Erwerbsalter lebten, in den letzten zehn Jahren um rd. 1 Prozentpunkt, wohingegen die Armutsquoten im Vereinigten Königreich und noch deutlicher in Italien sanken. Zum größten Teil war der Anstieg der Armutsquoten durch geringere staatliche Nettotransferleistungen an Haushalte des unteren Endes der Einkommensskala bedingt (in den meisten Ländern, mit Ausnahme Frankreichs, Italiens und Japans)[23]. Zwischen den Ländern bestehen besonders große Unterschiede in Bezug auf den Grad, in dem Veränderungen der Markteinkommensarmut jeder Gruppe zu den Entwicklungen der Armutsquote beitrugen, wobei die Markteinkommensarmut sowohl im Durchschnitt als auch in der Mehrzahl der Länder zunahm (insbesondere in Italien, Neuseeland, Australien und Kanada) und in den nordischen Ländern sowie im Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten zurückging. Veränderungen der Bevölkerungsstruktur haben den Anstieg der Armutsquote in den meisten Ländern gebremst (er verlagerte sich auf Gruppen mit niedrigerer Armutsquote), wobei es mehrere Ausnahmen gab, von denen Deutschland die signifikanteste ist. Teil B und C der Tabelle legen zudem den Schluss nahe, dass dieser armutsreduzierende Effekt der Veränderungen der Bevölkerungsstruktur hauptsächlich durch Veränderungen der Arbeitsmarktbindung bedingt war (mit einer Verlagerung von Haushalten ohne Erwerbstätige hin zu Haushalten mit Erwerbstätigen), was den von Haushaltstypveränderungen (Verlagerung von Paaren mit Kindern hin zu Alleinlebenden und Alleinerziehenden) ausgehenden armutserhöhenden Effekt bei weitem ausglich. In Deutschland, wo Veränderungen der Bevölkerungsstruktur für den überwiegenden Teil des Anstiegs der Armutsquote verantwortlich waren, kamen diese strukturbedingten Effekte hauptsächlich dadurch zustande, dass sich die Anteile von Personen in Arbeitslosenhaushalten und Alleinlebenden erhöhten.

Tabelle 5.4 **Aufschlüsselung der Veränderung der Armutsquoten von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Erwerbsalter ist, nach ausgewählten Komponenten**

Veränderung in Prozentpunkten

			Unter Berücksichtigung von Veränderungen nach:								
			A. Arbeitsmarktbindung und Haushaltstyp			B. Nur Arbeitsmarktbindung			C. Nur Haushaltstyp		
			Infolge von Veränderungen der:								
		Veränd. der Armutsquote insg.	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen
Australien	1995 - 2004	0.4	0.6	0.7	-0.9	0.4	0.9	-0.9	-0.6	0.2	0.7
Dänemark	1995 - 2005	1.0	-0.2	1.1	0.1	-0.2	1.3	0.0	-0.3	1.1	0.2
Deutschland	1995 - 2004	3.4	0.2	0.6	2.6	0.1	1.6	1.7	1.3	0.7	1.5
Finnland	1995 - 2004	1.8	-1.0	2.2	0.5	-0.9	2.0	0.7	-0.7	2.2	0.3
Frankreich	1996 - 2005	0.0	0.5	-0.3	-0.2	1.0	-0.5	-0.4	0.2	-0.4	0.2
Italien	1995 - 2004	-3.1	2.1	-3.5	-1.7	1.5	-3.7	-0.9	0.1	-3.3	0.1
Japan	1994 - 2003	0.8	0.2	-0.2	0.8	0.9	-0.4	0.3	0.7	-0.5	0.5
Kanada	1995 - 2005	2.5	0.7	2.4	-0.7	0.3	2.6	-0.4	0.0	2.1	0.3
Neuseeland	1995 - 2003	2.5	1.9	2.4	-1.7	1.5	2.6	-1.6	0.0	2.9	-0.4
Niederlande	1995 - 2004	0.7	0.3	0.8	-0.4	0.6	1.0	-0.9	-0.9	1.1	0.6
Norwegen	1995 - 2004	0.9	-0.6	0.6	0.8	-0.5	0.7	0.7	0.1	0.5	0.3
Schweden	1995 - 2004	1.4	-0.6	2.2	-0.1	-0.8	2.3	0.0	-0.9	2.2	0.1
Ver. Königreich	1995 - 2005	-1.6	-1.0	0.0	-0.6	-0.9	-0.2	-0.5	-1.6	-0.1	0.2
Ver. Staaten	1995 - 2005	0.0	-0.4	0.1	0.2	-0.7	0.0	0.6	0.1	0.0	-0.2
OECD14		0.8	0.2	0.7	-0.1	0.2	0.7	-0.1	-0.2	0.6	0.3

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422458127850

Anmerkung: Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die angegebenen Daten basieren auf einer Shift-Share-Analyse, die auf die in Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Erwerbsalter lebende Population angewendet wurde, aufgeschlüsselt nach Arbeitsmarktbindung und Haushaltstyp (10 Gruppen, in Teil A) sowie nur nach Arbeitsmarktbindung (getrennt nach Haushalten ohne Erwerbstätige, mit einem erwachsenen Erwerbstätigen und mit zwei oder mehr erwachsenen Erwerbstätigen, in Teil B) und nach Haushaltstyp (getrennt nach Alleinstehenden und Paarfamilien, mit und ohne Kinder, in Teil C). In jedem Teil entspricht die Summe der drei Komponenten (Veränderungen der Markteinkommensarmut, Veränderungen des armutsreduzierenden Effekts der staatlichen Nettotransferleistungen und Veränderungen der Gewichtungen) der Gesamtveränderung der Armutsquote (in Spalte 3 angegeben). Die Analyse beschränkt sich auf die Länder, für die die Daten eine Unterscheidung zwischen Markteinkommensarmut und Armut nach dem verfügbaren Einkommen ermöglichen.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Eine ähnliche Analyse wird in Tabelle 5.5 für Veränderungen der Armutsquoten von Haushalten mit einem älteren Haushaltsvorstand vorgenommen. Wie bereits dem vorigen Abschnitt entnommen werden kann, waren die Trends in den OECD-Ländern unterschiedlich, wobei sich die Zahl der Länder, die einen Anstieg verzeichneten, und die der Länder, deren Armutsquoten zurückgingen, die Waage hielt. Diese Vielfalt ist auch bei der 13-Länder-Untergruppe der Tabelle 5.5 festzustellen[24]. Dort wo es zu einem Anstieg der Armutsquoten der Haushalte mit einem Haushaltsvorstand im Rentenalter kam, war dies in erster Linie durch einen geringeren armutsreduzierenden Effekt der staatlichen Nettotransferleistungen bedingt, der den positiven Effekt der Veränderungen der Haushaltsstruktur (mehr Personen, die in Haushalten mit Erwerbstätigen und als Paare leben) und eine leichte Verbesserung der Markteinkommensarmutsquote verschiedener Gruppen mehr als aufwog. In Ländern, die stärkere Veränderungen der Armutsquoten verzeichneten (Anstieg in Australien, Finnland, Kanada, Neuseeland, Schweden und den Vereinigten Staaten, Rückgang in Dänemark, Deutschland, Italien, Japan, Norwegen und im Vereinigten Königreich), spielte die Veränderung des armutsreduzierenden Effekts der staatlichen Nettotransferleistungen hierbei die wichtigste Rolle.

Tabelle 5.5 **Aufschlüsselung der Veränderung der Armutsquoten von Personen, die in Haushalten leben, deren Haushaltsvorstand im Rentenalter ist, nach ausgewählten Komponenten**

Veränderung in Prozentpunkten

			Unter Berücksichtigung von Veränderungen nach:								
			A. Arbeitsmarktbindung und Haushaltstyp			B. Nur Arbeitsmarktbindung			C. Nur Haushaltstyp		
			Infolge von Veränderungen der:								
		Veränd. der Armutsquote insg.	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen	Markteinkommensarmut	Steuern und staatliche Transferleistungen	Gewichtungen
Australien	1995 - 2004	5.6	-0.7	6.1	0.2	-0.3	5.3	0.6	-0.3	5.9	0.0
Dänemark	1995 - 2005	-2.2	-0.3	-1.2	-0.6	-0.4	-1.4	-0.4	-0.4	-1.4	-0.4
Deutschland	1995 - 2004	-1.6	-0.3	-0.8	-0.5	-0.5	-1.2	0.1	-0.2	-0.8	-0.5
Finnland	1995 - 2004	5.8	-2.3	8.9	-0.8	-3.4	9.1	0.1	-2.1	8.6	-0.7
Italien	1995 - 2004	-2.1	0.3	-3.5	1.2	0.4	-3.5	1.0	0.9	-3.5	0.5
Japan	1994 - 2003	-1.1	0.6	-4.8	3.1	1.2	-5.1	2.8	3.7	-5.9	1.1
Kanada	1995 - 2005	3.3	0.0	3.4	-0.1	-0.1	3.7	-0.3	-0.1	3.3	0.1
Neuseeland	1995 - 2003	2.4	-0.4	2.7	0.1	-0.5	2.7	0.2	0.0	2.4	-0.1
Niederlande	1995 - 2004	0.7	0.0	0.7	0.0	0.0	0.7	0.0	0.0	0.7	0.0
Norwegen	1995 - 2004	-7.1	0.0	-7.1	0.0	-0.3	-7.1	0.2	0.0	-7.1	0.0
Schweden	1995 - 2004	2.7	0.1	2.6	-0.1	0.0	2.7	0.0	0.1	2.6	-0.1
Ver. Königreich	1995 - 2005	-1.0	-0.3	-0.8	0.1	-0.6	-1.0	0.6	0.0	-0.8	-0.2
Ver. Staaten	1995 - 2005	3.2	0.3	3.1	-0.2	0.6	3.0	-0.3	0.1	3.1	0.1
OECD13		0.7	-0.2	0.7	0.2	-0.3	0.6	0.3	0.1	0.6	0.0

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422505006080

Anmerkung: Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens der Gesamtbevölkerung. Die angegebenen Daten basieren auf einer Shift-Share-Analyse, die auf die in Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im Rentenalter lebende Population angewendet wurde, aufgeschlüsselt nach Arbeitsmarktbindung und Haushaltstyp (10 Gruppen, in Teil A) sowie nur nach Arbeitsmarktbindung (getrennt nach Haushalten ohne Erwerbstätige, mit einem erwachsenen Erwerbstätigen und mit zwei oder mehr erwachsenen Erwerbstätigen, in Teil B) und nach Haushaltstyp (getrennt nach Alleinstehenden und Paarfamilien, mit und ohne Kinder, in Teil C). In jedem Teil entspricht die Summe der drei Komponenten (Veränderungen der Markteinkommensarmut, Veränderungen des armutsreduzierenden Effekts der Steuern und staatlichen monetären Transferleistungen und Veränderungen der Gewichtungen) der Gesamtveränderung der Armutsquote (in Spalte 3 angegeben). Die Analyse beschränkt sich auf die Länder, für die die Daten eine Unterscheidung zwischen Markteinkommensarmut und Armut nach dem verfügbaren Einkommen ermöglichen.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Schlussbetrachtungen

Das monetäre Einkommen in einem bestimmten Jahr ist eine unzulängliche Messgröße für die Beurteilung von Armut. Die Wahrscheinlichkeit, arm zu werden, könnte zwar für Haushalte mit einem Nettoeinkommen unter einem bestimmten Schwellenwert größer sein, als für andere, doch ist es möglich, dass sie (oder die Gemeinschaft, in der sie leben) sich nicht als das empfinden, was im üblichen Sprachgebrauch unter „arm“ verstanden wird. Die Schwierigkeiten bei der Einkommensmessung sind zudem wesentlich größer, wenn es sich um Personen am unteren Ende der Einkommensskala handelt, als bei Personen im mittleren Bereich der Einkommensverteilung. Trotz dieser Einschränkungen machen die in diesem Kapitel verwendeten Messgrößen des Haushaltseinkommens indessen mehrere Muster deutlich, die für die Beurteilung der Lebensbedingungen der armen Bevölkerung und für die Verbesserung der Ausgestaltung von Armutsbekämpfungsprogrammen wichtig sind.

- Mitte der 2000er Jahre betrug der Anteil armutsgefährdeter Menschen in den OECD-Ländern 6% bei einem Schwellenwert von 40% des Haushaltsmedianeinkommens, 11% bei 50% und rd. 18% bei 60%. Die Unterschiede zwischen den Ländern sind groß, wobei die relativen Armutsquoten auf der Basis des verfügbaren Einkommens – unabhängig von dem zu Grunde gelegten Schwellenwert – in Dänemark, Schweden und der Tschechischen Republik stets am

niedrigsten und in den Vereinigten Staaten, der Türkei und Mexiko stets am höchsten sind. Die Rangfolge der Länder verändert sich nicht wesentlich, wenn eine Messgröße verwendet wird, die sowohl die Inzidenz als auch die Intensität der Armut miteinander verbindet.

- Die Armutsquoten (bei einem Schwellenwert von der Hälfte des Medianeinkommens) erhöhten sich von Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre durchschnittlich um 0,6 Punkte und von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre um weitere 0,6 Punkte, wobei einzelne Länder in beiden Zeiträumen häufig gegenläufige Entwicklungen zu verzeichnen hatten. Im letzten Zehnjahreszeitraum erhöhten sich die Armutsquoten in der überwiegenden Zahl der OECD-Länder, während sie nur in Griechenland, Italien, Mexiko und im Vereinigten Königreich um rd. 1 Prozentpunkt oder mehr sanken. Bei Zugrundelegung eines zeitlich „verankerten" Schwellenwerts sank die Armut seit Mitte der 1990er Jahre um durchschnittlich 40%, wobei der Rückgang in einigen Ländern stärker war und in Deutschland seit 2000 Zunahmen verzeichnet wurden.
- Das Armutsrisiko ist je nach den Personen- und Haushaltsmerkmalen unterschiedlich. Die U-kurvenförmige Relation zwischen Alter und Armut hat sich in den letzten zwanzig Jahren von Personen über 50 Jahren auf Personen unter 50 Jahren verlagert. Frauen haben ein höheres Armutsrisiko als Männer, da mehr Frauen im Alter allein leben und Frauen häufiger Haushaltsvorstand von Alleinerzieherfamilien sind. Das Armutsrisiko alleinlebender Personen ist doppelt so hoch wie das der Gesamtbevölkerung, und das von Familien mit Alleinerzieher dreimal so hoch.
- Wenngleich sowohl die Lebensform als auch der Beschäftigungsstatus der Haushaltsmitglieder auf die Armutsquote verschiedener Bevölkerungsgruppen Einfluss haben, spielt die Erwerbstätigkeit eine weitaus wichtigere Rolle. Länder mit einem höheren Anteil an Personen im Erwerbsalter, die erwerbstätig sind, weisen auch niedrigere Armutsquoten auf; dasselbe gilt ferner in Bezug auf den Anteil erwerbstätiger Mütter und die Kinderarmut.
- Erwerbstätigkeit ist jedoch nicht der einzige Bestimmungsfaktor der Armut. Zwischen den Ländern gibt es große Unterschiede bei den Armutsquoten von Arbeitslosenhaushalten, und im Durchschnitt sind die meisten Einkommensarmen in den OECD-Ländern Mitglieder von Haushalten mit Erwerbstätigen. In mehreren Ländern sind nicht einmal Haushalte mit einem vollzeitbeschäftigten Mitglied oder Haushalte mit mehr als einem Erwerbstätigen vor dem Armutsrisiko geschützt.
- Es gibt große Unterschiede zwischen den Ländern in Bezug auf die Frage, inwieweit die von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und die staatlichen monetären Transferleistungen die Armutsquoten senken. Veränderungen der vom Staat durchgeführten Umverteilung bremsten in den zehn Jahren von Mitte der 1980er bis Mitte der 1990er Jahre den Anstieg der Armutsquoten, beschleunigten ihn aber in den darauffolgenden zehn Jahren. Länder mit höheren Sozialprogrammausgaben für Personen im Erwerbsalter verzeichnen niedrigere Armutsquoten, wohingegen eine entsprechende Relation bei Programmen, die älteren Menschen zugute kommen, nicht nachweisbar ist.

Anmerkungen

1. Während z.B. 4,6% der Australier im Zeitraum 2003-2004 ein verfügbares Haushaltseinkommen von weniger als 40% des Medianeinkommens hatten, erhöht sich dieser Anteil auf 5,3% und 6,9%, wenn ein Schwellenwert von 41% bzw. 43% zu Grunde gelegt wird.
2. Ein Schwellenwert von 60% des Medianeinkommens wird auf EU-Ebene als Bezugsgröße für die Armutsgefährdung verwendet, während die in den Vereinigten Staaten verwendete (absolute) Armutsgrenze näher bei 40% des Medianeinkommens liegt. Dieses Kapitel wird sich in erster Linie auf eine Armutsschwelle von 50% des äquivalenzgewichteten verfügbaren Medianhaushaltseinkommens und somit auf einen mittleren Punkt zwischen diesen beiden Niveaus konzentrieren.
3. Bei einer Schwelle von 50% des Medianeinkommens liegt z.B. die Armutsquote des Landes mit der sechsthöchsten Quote – Irland – über doppelt so hoch wie die des Landes mit der sechstniedrigsten Quote – Frankreich.

4. Die Länder-Korrelation der auf den verschiedenen Schwellen basierenden Armutsquoten beträgt 0,96 bei Schwellen von 50% und 60% des Medianeinkommens sowie bei Schwellen von 40% und 50% des Medianeinkommens und 0,90 bei Schwellen von 40% und 60%.

5. Die angegebenen Zahlen beziehen sich auf die durchschnittliche Armutslücke. Die Schätzungen der Medianarmutslücke ergeben im Allgemeinen niedrigere Werte – etwa 23% im OECD-Durchschnitt. Der Korrelationskoeffizient zwischen den beiden Messgrößen beträgt 0,68.

6. Diese Messgröße wird zuweilen herangezogen, um zu zeigen, wie hoch der Transfer von Äquivalenzeinkommen sein muss, um alle unterhalb der Armutsgrenze lebenden Menschen bis auf dieses Niveau anzuheben. Bei dieser Interpretation bleiben indessen Verhaltensänderungen unberücksichtigt, die z.B. durch Arbeitsnegativanreize zustande kommen.

7. Die Daten für Belgien in den Jahren 1983 und 1995 basieren auf Steuerdaten und sind mit denen späterer Jahre nicht völlig vergleichbar. Erstens handelt es sich bei der für die Analyse zu Grunde gelegten Einheit um die Haushalte, die eine Steuererklärung abgeben. Zweitens unterscheidet sich in den beiden Jahren die Methode, die angewendet wurde, um Informationen über Haushalte aufzunehmen, die keine Steuererklärung abgegeben haben. Alternative Schätzungen auf der Basis von Haushaltserhebungen der Universität Antwerpen legen den Schluss nahe, dass die Armutsquote Ende der 1980er Jahre in etwa stagnierte und in der ersten Hälfte der 1990er Jahre leicht stieg.

8. Veränderungen der Armutsquoten auf der Basis der (von den EU-Ländern verwendeten) bei 60% des Medianeinkommens angesetzten Schwelle zeigen (in 24 OECD-Ländern) einen kumulativen Anstieg von 1,7 Prozentpunkten (d.h. einen stärkeren Anstieg als den auf der Basis einer 50%-Schwelle), wobei der Anstieg im ersten Zehnjahreszeitraum stärker war als im zweiten.

9. Daten über die Armutsquoten, die bis Mitte der 1970er Jahre zurückreichen, sind für sieben OECD-Länder verfügbar. Diese Daten zeigen einen Rückgang der 50%-Armutsquoten von Mitte der 1970er bis Mitte der 1980er Jahre in Finnland, Griechenland und Kanada, Stagnation in den Niederlanden, Schweden und im Vereinigten Königreich sowie einen geringfügigen Anstieg in den Vereinigten Staaten (Abb. 5.A2.1 unter: *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*).

10. Der Satz gemeinsamer Indikatoren sozialer Eingliederung der EU umfasst eine im Jahr t-3 „verankerte" und in den folgenden drei Jahren um die Inflationsrate angehobene Messgröße der Armutsgefährdungsquote.

11. Das Realeinkommenswachstum verursacht in Ländern, wo das Niveau der *relativen* Armut zu Beginn des Zeitraums höher war, eine stärkere Reduzierung der „absoluten" Armutsquoten (Freeman, 2001). Schätzungen für weitere Länder, die auf zwei verschiedenen Datenreihen basieren und daher nicht genau miteinander vergleichbar sind, legen den Schluss nahe, dass die „absolute" Armut in Belgien, Österreich und der Tschechischen Republik um etwa 32-40%, und in Irland, Portugal und Spanien um 60% oder mehr gesunken ist.

12. Die in diesem Bericht vorgestellten Schätzungen der Armutsquoten älterer Menschen sind gegenüber methodologischen Annahmen sehr reagibel. Erstens überzeichnet die hier verwendete Definition des *monetären Einkommens* die Armutsquoten der älteren Menschen gegenüber anderen Bevölkerungsgruppen: In Dänemark z.B. senkt die Einbeziehung der Einkommensvorteile aus selbstgenutztem Wohneigentum in die Einkommensdefinition die Armutsquoten älterer Menschen von rd. 10% auf rd. 4%, gegenüber 5,3% auf 4,7% für die Gesamtbevölkerung. Da zweitens Altersrenten häufig die wichtigste (bzw. einzige) Einkommensquelle älterer Menschen sind, entspricht ihr monetäres Einkommen normalerweise in etwa dem Niveau der Rentenbezüge, was die Armutsschätzungen gegenüber geringfügigen Veränderungen der verwendeten Einkommensschwelle besonders reagibel macht: In Australien sinkt die Einkommensarmutsquote z.B. von 26% bei einer Schwelle von 50% des Medianeinkommens auf 18% bei einer Schwelle von 47%. Drittens sind die Schätzungen sehr reagibel gegenüber der verwendeten Äquivalenzskala: In Australien sinkt die Armutsquote älterer Menschen bei 50% des Medianeinkommens von 26% auf der Basis der in diesem Bericht verwendeten 0,5-Äquivalenzskala auf 17%, wenn die „modifizierte OECD-Äquivalenzskala" als Basis dient (bei der die erste erwachsene Person das Gewicht 1,0 erhält, die zweite und jede weitere Person ab 14 Jahren ein Gewicht von 0,5 und jedes Kind unter 14 Jahren ein Gewicht von 0,3, was bei einer Äquivalenzskala mit einer Elastizität von 0,6 nahezu erreicht wird), die konventionell vom Statistischen Amt Australiens zu Grunde gelegt wird.

13. In einigen Ländern überwiegt jedoch das umgekehrte Muster. Insbesondere sank die Armutsquote von Kindern und/oder jungen Erwachsenen in der letzten Zehnjahresperiode in Australien, Spanien und den Vereinigten Staaten, während sich die älterer Menschen dort erhöhte (Tabelle 5.A2.2 unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*).

14. Diese Schätzungen basieren auf einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens Anfang der 2000er Jahre, inflationsbereinigt bis 2005.

15. Die OECD-Messgrößen der Markteinkommensarmut beziehen sich auf den Anteil der Personen mit einem Markteinkommen unterhalb einer bestimmten Schwelle des *verfügbaren* Haushaltseinkommens. Auf Grund dieser Definition kommt in der Differenz zwischen den auf dem Markteinkommen und dem verfügbaren Einkommen basierenden Armutsquoten sowohl der absolute Umfang der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Abgaben und der staatlichen Transferleistungen als auch der Grad zum Ausdruck, in dem diese auf die Armen zugeschnitten sind (vgl. Kapitel 4).

16. Die in diesem Zeitraum in mehreren OECD-Ländern durchgeführten Reformen haben Kinder (und ihre Familien) offenbar vor dem Rückgang des armutsreduzierenden Effekts der Nettoleistungen bewahrt, von dem andere Familien betroffen waren. Dieser Effekt kam in Australien, Deutschland, der Tschechischen Republik und den Vereinigten Staaten voll und in den meisten übrigen Ländern zumindest teilweise zum Tragen. Ein Trend zur Verringerung des armutsreduzierenden Effekts der Nettotransferleistungen bei Kindern gegenüber Personen im erwerbsfähigen Alter war dagegen in Italien, Japan, Norwegen, Dänemark und Schweden sowie in Belgien und Portugal (wo die Datenzeitreihen indessen auf das Jahr 2000 begrenzt sind) festzustellen.

17. In den meisten OECD-Ländern waren die an Personen im erwerbsfähigen Alter gezahlten Mindestsicherungsleistungen 2005 geringer als der Schwellenwert der Hälfte des Medianeinkommens (wie in Anmerkung 14 definiert), wobei es Unterschiede gab je nachdem, ob zusätzlich Wohngeld zur Verfügung stand, und je nach den spezifischen Lebensformen. Im Fall eines Ehepaars mit zwei Kindern lag das Nettoeinkommen von Sozialhilfebeziehern nur in Australien und Norwegen über dem Schwellenwert der Hälfte eines Medianeinkommens (wobei unterstellt wurde, dass die Wohnkosten gleich null waren und somit keine entsprechenden Leistungen anfielen); bei Berücksichtigung zusätzlicher, von den Mietausgaben abhängiger Leistungen, umfasst die Liste der OECD-Länder, in denen das Nettoeinkommen der Sozialhilfebezieher über dem Schwellenwert liegt, auch Dänemark, Deutschland, Finnland, Irland, Österreich, Schweden und das Vereinigte Königreich (OECD, 2007).

18. So weist z.B. die Tschechische Republik bei einem um 40% niedrigeren Sozialausgabenniveau dieselbe Armutsquote wie Schweden auf, wohingegen die Armutsquote Polens bei gleichem Sozialausgabenniveau doppelt so hoch ist wie die Ungarns.

19. Auf der Basis dieses Ansatzes waren Dickens und Ellwood (2001) zufolge im Vereinigten Königreich im Zeitraum 1979-1999 die demografischen Bedingungen (z.B. eine höhere Inzidenz von Alleinerzieherhaushalten), die Arbeitseinkommensstruktur (z.B. eine breitere Einkommensspreizung) und die Leistungsbereitschaft (d.h. der kombinierte Effekt von Veränderungen der Erwerbsquoten und der geleisteten Arbeitsstunden) zu vergleichbaren Teilen für den Anstieg der relativen Armut verantwortlich, während im selben Zeitraum großzügigere staatliche Transferleistungen zur Reduzierung der Armutsquoten beigetragen haben. In den Vereinigten Staaten war der Anstieg der relativen Armut im selben Zeitraum hauptsächlich auf demografische Veränderungen und in geringerem Maße auf Veränderungen der Arbeitseinkommensstruktur zurückzuführen; eine größere Leistungsbereitschaft trug zur Verringerung der Armut bei, während Veränderungen der staatlichen Transferleistungen keinen wesentlichen Einfluss in irgendeiner Richtung ausübten.

20. Meist wird bei Studien, die auf aggregierten Daten basieren, eine Regression der Armutsquoten mit einer Reihe möglicher Determinanten durchgeführt, und die Ergebnisse werden dann genutzt, um Situationen an zwei verschiedenen Zeitpunkten zu vergleichen. Die Ergebnisse dieser Art von Analyse erwiesen sich jedoch allgemein als instabil und abhängig von der verwendeten Spezifikation.

21. Bei dieser Untersuchung ist die aggregierte Armutsquote auf dem Niveau des verfügbaren Einkommens definitionsgemäß die gewichtete Summe gruppenspezifischer Armutsquoten; diese sind ausgedrückt als das Produkt aus Markteinkommensarmut und einem Koeffizienten, der anzeigt, welchen Effekt Steuern und Transferleistungen im Hinblick auf die Reduzierung der Markteinkommensarmut haben.

$$PR_t = \sum PR^i_t * \alpha^i_t = \sum [PR(MI)^i_t * (1 - \beta)^i_t] * \alpha^i_t$$

Dabei ist PR die Armutsquote (auf der Basis des verfügbaren Einkommens) aller mit einem Haushaltsvorstand im erwerbsfähigen Alter zu Zeitpunkten t im selben Haushalt lebenden Personen; PR^i_t ist die (auf dem verfügbaren Einkommen basierende) Armutsquote der einzelnen Gruppen i in allen Haushalten mit einem Haushaltsvorstand im erwerbsfähigen Alter; $PR(MI)^i_t$ ist die Armutsquote jeder Gruppe zu Zeitpunkten t auf dem Niveau des Markteinkommens; $(1 - \beta)^i_t$ ist der armutsreduzierende Effekt der Steuern und Transferleistungen in jeder Gruppe; α^i_t ist der Bevölkerungsanteil jeder Gruppe. Bei der

Analyse der Veränderungen der Armutsquote im Zeitverlauf werden die Veränderungen einer Variablen mit dem Durchschnittswert (zwischen zwei Zeitpunkten) der anderen beiden Variablen multipliziert (um die Wechselbeziehung in jedem Variablenpaar nicht explizit berücksichtigen zu müssen).

22. Veränderungen der Leistungshöhe können z.B. Nichterwerbsbeteiligte veranlassen, eine Beschäftigung aufzunehmen, was zu positiven Effekten (d.h. Armutsreduzierung) führt, sowohl in Bezug auf die Haushaltsstruktur (Verringerung der Zahl der Arbeitslosenhaushalte) als auch die Markteinkommensarmut (höhere Arbeitseinkommen, da frühere Leistungsempfänger ein Beschäftigungsverhältnis aufnehmen).

23. An dieser Stelle gilt es zu erwähnen, dass ein geringerer armutsreduzierender Effekt der staatlichen Nettotransferleistungen eher aus einem geringeren Anstieg der Realleistungen als des Medianeinkommens und/oder aus einer geringeren Leistungsinanspruchnahme als aus einer absoluten Verringerung des realen Werts der Leistungen resultieren könnte.

24. Frankreich blieb auf Grund der geringen Zahl der Beobachtungen in einigen der hier betrachteten Haushaltskategorien bei dieser Analyse unberücksichtigt.

Literaturverzeichnis

Dickens, R. und D. Ellwood (2001), "Whither Poverty in Great Britain and the United States? The Determinants of Changing Poverty and Whether Work Will Work", *NBER Working Paper*, No. W8253, Cambridge, Massachusetts.

Förster, M.F. (1994), "Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Paper*, No. 14, OECD, Paris, verfügbar unter *www.oecd.org/dataoecd/45/58/1895548.pdf.*

Förster, M.F. und M. Mira d'Ercole (2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 22, OECD, Paris, verfügbar unter *www.oecd.org/dataoecd/48/9/34483698.pdf.*

Freeman, R.B. (2001), "The Rising Tide Lifts...?", *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 8155, März, Cambridge, Massachusetts.

OECD (2007), *Benefits and Wages – OECD Indicators,* Paris.

Paugman, S. und M. Selz (2005), "La perception de la pauvreté en Europe depuis le milieu des années 1970", *Economie et Statistique,* No. 383-385, Paris.

ANHANG 5.A1

In der Analyse zu Grunde gelegte Niedrigeinkommensschwellen

Tabelle 5.A1.1 zeigt die in diesem Kapitel zu Grunde gelegten Armutsschwellenwerte. Sie sind ausgedrückt als Jahreseinkommenshöhe verschiedener Familientypen, sowohl in Landeswährung (linker Teil) als auch in US-Dollar – auf der Basis der Kaufkraftparitäten des „tatsächlichen" Verbrauchs (d.h. Kosten eines gemeinsamen Korbs auf dem Markt gekaufter oder unentgeltlich bzw. zu subventionierten Preisen vom Staat bereitgestellter Konsumgüter), rechter Teil. So gilt z.B. ein Paar mit zwei Kindern – auf der Basis eines Schwellenwerts von der Hälfte des Medianeinkommens – als armutsgefährdet, wenn sein Jahreseinkommen in Australien unter 23 000 US-$ und in den Vereinigten Staaten unter 27 000 US-$ liegt. Bei diesen Schätzungen bleiben Fälle unberücksichtigt, in denen die Einkommenshöhe am unteren Ende der Einkommensskala zu gering angegeben wird. Zudem sind die hier verwendeten KKP-Währungsumrechnungskurse für die Konsummuster der Armen in den einzelnen Ländern u.U. nicht völlig repräsentativ. Die Tabelle macht große Unterschiede zwischen den in den einzelnen Ländern geltenden Einkommensmaßstäben deutlich. Bei einem Schwellenwert von 40% hat ein Paar mit zwei Kindern in den Vereinigten Staaten ein Einkommen, das sechsmal höher ist, als das eines vergleichbaren Paars in Mexiko, aber um 25% geringer als in Luxemburg und vergleichbar mit dem in den Niederlanden, Norwegen und der Schweiz. Bei Alleinstehenden entspricht die Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens in den meisten Ländern einem Einkommen von 30-50% des nationalen Durchschnittsnettolohns, wobei dieser Anteil aber in der Türkei wesentlich geringer und in den Vereinigten Staaten höher ist.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 5.A1.1 **In der Analyse zu Grunde gelegte Niedrigeinkommensschwellen**

Werte von 2005 in US-$, zu KKP für den tatsächlichen Verbrauch

	Währungs-einheit	In Landeswährung							US-$ zu KKP für den tatsächlichen Verbrauch					
		50% des Medianeinkommens					40% des Median-einkommens	60% des Median-einkommens	50% des Medianeinkommens				40% des Median-einkommens	60% des Median-einkommens
		Alleinstehender		Paar ohne Kind	Paar mit 1 Kind	Paar mit 2 Kindern	Paar mit 2 Kindern		Allein-stehender	Paar ohne Kind	Paar mit 1 Kind	Paar mit 2 Kind.	Paar mit 2 Kindern	
			% des Nettolohns											
Australien	AUD	14 770	38	20 888	25 582	29 540	23 632	35 448	11 509	16 276	19 933	23 017	18 414	27 621
Belgien	EUR	9 159	43	12 953	15 864	18 318	14 654	21 981	11 163	15 786	19 334	22 325	17 860	26 790
Dänemark	DKK	94 376	49	133 467	163 463	188 751	151 001	226 501	11 465	16 213	19 857	22 929	18 343	27 515
Deutschland	EUR	9 109	38	12 882	15 777	18 218	14 574	21 861	11 010	15 571	19 070	22 020	17 616	26 424
Finnland	EUR	10 060	45	14 227	17 425	20 121	16 097	24 145	10 505	14 856	18 195	21 010	16 808	25 212
Frankreich	EUR	8 691	40	12 291	15 053	17 382	13 905	20 858	10 330	14 608	17 892	20 659	16 528	24 791
Griechenland	EUR	5 657	36	8 001	9 799	11 315	9 052	13 578	8 639	12 217	14 963	17 278	13 822	20 734
Irland	EUR	10 775	44	15 239	18 664	21 551	17 241	25 861	11 204	15 845	19 406	22 409	17 927	26 890
Island	ISK (Tsd.)	1 045	47	1 478	1 810	2 090	1 671 962	2 507 943	11 307	15 991	19 584	22 614	18 091	27 137
Italien	EUR	7 004	42	9 905	12 131	14 008	11 206	16 809	8 394	11 871	14 539	16 788	13 430	20 146
Japan	JPN (Hdt.)	14 975	37	2 118	2 594	2 995	2 396	3 594	11 394	16 114	19 735	22 788	18 231	27 346
Kanada	CAD	15 049	50	21 283	26 066	30 098	24 078	36 118	12 671	17 919	21 946	25 341	20 273	30 410
Korea	KRW (Tsd.)	7 818	30	11 056	13 541	15 636	12 509	18 763	9 707	13 728	16 813	19 414	15 531	23 297
Luxemburg	EUR	16 171	53	22 870	28 010	32 343	25 874	38 812	18 131	25 641	31 404	36 262	29 010	43 515
Mexiko	MNX	15 675	..	22 167	27 149	31 349	25 079	37 619	2 307	3 263	3 996	4 615	3 692	5 538
Neuseeland	NZD	13 040	41	18 442	22 587	26 081	20 865	31 297	9 633	13 623	16 684	19 265	15 412	23 118
Niederlande	EUR	11 484	44	16 241	19 891	22 968	18 374	27 562	14 017	19 823	24 278	28 034	22 427	33 640
Norwegen	NOK	118 294	44	167 293	204 891	236 587	189 270	283 905	13 312	18 825	23 056	26 623	21 299	31 948
Österreich	EUR	9 964	42	14 091	17 258	19 927	15 942	23 913	12 292	17 383	21 290	24 584	19 667	29 500
Polen	PLN	6 924	36	9 793	11 994	13 849	11 079	16 619	4 056	5 736	7 025	8 111	6 489	9 734
Portugal	EUR	4 197	40	5 936	7 270	8 394	6 715	10 073	6 139	8 683	10 634	12 279	9 823	14 735
Schweden	SEK	89 832	41	127 042	155 594	179 665	143 732	215 598	10 358	14 648	17 940	20 716	16 573	24 859
Schweiz	CHF	23 141	43	32 727	40 082	46 283	37 026	55 539	13 771	19 475	23 851	27 541	22 033	33 049
Slowak. Rep.	SKK	67 213	40	95 053	116 416	134 426	107 541	161 311	4 410	6 236	7 638	8 820	7 056	10 584
Spanien	EUR	6 345	39	8 973	10 989	12 690	10 152	15 227	8 990	12 713	15 571	17 979	14 384	21 575
Tschech. Rep.	CZK	76 733	46	108 516	132 905	153 465	122 772	184 158	6 176	8 734	10 696	12 351	9 881	14 821
Türkei	TRY (Mio.)	2 067	19	2 924	3 581	4 135	3 308	4 962	2 532	3 581	4 386	5 065	4 052	6 078
Ungarn	HUF	544 482	45	770 014	943 071	1 088 964	871 171	1 306 757	4 887	6 912	8 465	9 775	7 820	11 730
Ver. Königreich	GBP	7 038	33	9 953	12 190	14 075	11 260	16 890	12 326	17 432	21 350	24 652	19 722	29 583
Ver. Staaten	USD	13 495	57	19 085	23 374	26 990	21 592	32 388	13 495	19 085	23 374	26 990	21 592	32 388

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422525733036

Anmerkung: Wenn sich die Nominaleinkommenswerte verschiedener Länder, wie sie im OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung vorliegen, auf ein anderes Jahr beziehen als 2005, werden diese Werte zunächst um die Veränderung der Verbraucherpreisinflation auf 2005-Basis bereinigt und dann für den tatsächlichen Verbrauch im Jahr 2005 zu KKP in US-$ konvertiert.
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung der Haushalte.

ANHANG 5.A2

Alternative Schätzungen der wichtigsten Armutsindikatoren

Tabelle 5.A2.1 zeigt alternative Schätzungen der wichtigsten Armutsindikatoren aus internationalen Datenquellen (Eurostat und Luxemburger Einkommensstudie): Armutsquoten der Gesamtbevölkerung bei einem Schwellenwert von 50% bzw. 60% des Medianeinkommens sowie Kinderarmutsquoten bei 50% des Medianeinkommens. Die Unterschiede in Bezug auf die Methodik sind gering. Das Konzept des verfügbaren Einkommens ist bei den drei aufgeführten Datenquellen so gut wie völlig identisch*. Die von Eurostat verwendete Äquivalenzskala unterscheidet sich von der von OECD und LIS zu Grunde gelegten nur geringfügig, indem sie zusätzliche Haushaltsmitglieder höher gewichtet und zwischen Erwachsenen und Kindern unterscheidet. Bei den meisten Ländern gehen die Unterschiede zwischen den Armutsquoten der OECD und denen alternativer Quellen nicht über 1 Prozentpunkt hinaus. Es gibt jedoch zwei Ausnahmen (Deutschland und das Vereinigte Königreich), insbesondere bei den Schätzungen der Kinderarmut.

* Eurostat definiert beispielsweise die Transfers zwischen Haushalten als erhaltene Transferleistungen minus gezahlte Transferleistungen, während sie dem OECD-Fragebogen zufolge nur als erhaltene Transferleistungen definiert sind. Dies hat jedoch keine Auswirkungen auf die Schätzungen der Armut. insgesamt.

Tabelle 5.A2.1 **Vergleiche zwischen den wichtigsten Schätzungen auf der Basis des OECD-Fragebogens und alternativer Datenquellen, letztes verfügbares Jahr**

	Referenzjahre (Einkommen)			Armutsquote 50% des Medianeinkommens			Armutsquote 60% des Medianeinkommens			Kinderarmutsquote 50% des Medianeinkommens		
	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS	OECD-Fragebogen	Eurostat	LIS
Australien	2004	..	2003	12	..	12	20	..	20	12	..	14
Belgien	2004	2004	2000	9	8	8	16	15	16	10	9	7
Dänemark	2004	2004	2004	5	6	6	12	12	13	3	5	4
Deutschland	2004	2004	2000	11	7	8	17	12	13	16	6	9
Finnland	2004	2004	2004	7	5	7	15	12	14	4	3	4
Frankreich	2004	2004	2000	7	6	7	14	13	14	8	6	8
Griechenland	2004	2004	2000	13	13	14	20	20	21	13	13	13
Irland	2004	2004	2000	15	11	16	23	20	22	16	15	16
Island	2004	2004	..	7	5		12	10	..	8	6	..
Italien	2004	2004	2000	11	12	13	20	19	20	16	16	17
Japan	2000	..	..	15	..	..	21	..	..	14	..	..
Kanada	2005	..	2000	12	..	12	19	..	19	15	..	16
Korea	2005	..	..	15	..	..	21	..	..	10	..	..
Luxemburg	2004	2004	2000	8	7	6	13	13	12	12	10	9
Mexiko	2004	..	2002	18	..	20	25	..	27	22	..	25
Neuseeland	2003	..	..	11	..	..	23	..	..	15	..	..
Niederlande	2004	2004	2000	8	6	5	14	11	11	12	9	6
Norwegen	2004	2004	2000	7	7	6	12	11	12	5	5	3
Österreich	2004	2004	2000	7	6	8	13	12	13	6	6	8
Polen	2004	2004	1999	15	15	13	21	21	19	22	22	18
Portugal	2004	2004	..	13	13	..	21	19	..	17	17	..
Schweden	2004	2004	2000	5	5	7	11	9	12	4	5	4
Schweiz	2001	..	2002	7	..	8	12	..	14	8	..	7
Slowak. Rep.	2004	2004	..	8	8	..	14	13	..	11	12	..
Spanien	2004	2004	2000	14	13	14	21	20	21	17	16	15
Tschech. Rep.	2004	2004	..	6	5	..	11	10	..	10	9	..
Türkei	2004	2002	..	18	18	..	24	26	..	25	..	..
Ungarn	2005	2004	1999	7	7	6	12	13	13	9	11	8
Ver. Königreich	2005	2004	1999	8	12	12	16	19	21	10	13	17
Ver. Staaten	2005	..	2005	17	..	17	24	..	24	21	..	21

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422525733036

Anmerkung; Die verwendete Äquivalenzskala ist beim OECD-Fragebogen und LIS die Quadratwurzel der Haushaltsgröße und bei Eurostat die modifizierte OECD-Skala (bei der der ersten Person ein Gewicht von 1 zugeordnet wird, 0,5 jeweils dem zweiten Erwachsenen und 0,3 jedem weiteren Kind). Kinder sind bei allen drei Datenquellen definitionsgemäß Personen unter 18 Jahren.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung der Haushalte; Eurostat (Stand 6. Februar 2008); LIS Key Figures (Stand 31. Dezember 2007).

TEIL III

Kapitel 6

Bleibt Einkommensarmut im Zeitverlauf bestehen? Befunde aus Längsschnittdaten*

Weniger als ein Drittel der Personen mit einem Einkommen von weniger als der Hälfte des Medianeinkommens befindet sich über einen Dreijahreszeitraum hinweg auf Dauer in dieser Lage, aber lediglich ein geringer Teil von ihnen steigt in höhere Schichten der Einkommensverteilung auf. Der Eintritt in Armut spiegelt hauptsächlich familien- und arbeitsplatzbezogene Ereignisse wider, der Anteil an nicht erfassten Ereignissen ist jedoch ebenfalls hoch. Länder mit höheren Armutsquoten, die auf statischen Einkommensmessgrößen basieren, verzeichnen ebenfalls höhere Raten dauerhafter und wiederkehrender Armut.

* Dieses Kapitel wurde von Anna Cristina D'Addio, OECD-Abteilung Sozialpolitik, verfasst. Die Verfasserin möchte sich bei Atsuhiro Yamada und Kayoko Ishii für die Bereitstellung von Daten für Japan in einem standardisierten Format bedanken. Dank gebührt darüber hinaus Mary Gartley von Statistics Canada, John Iceland und Chaowen Chan von der University of Maryland, Dan Feenberg vom NBER, Dean Lillard von der Cornell University sowie Mark Pearson und Marco Mira d'Ercole von der OECD-Abteilung Sozialpolitik für die Zusammenarbeit und das Feedback.

Einführung

Viele Personen beziehen zu irgendeinem Zeitpunkt ihres Lebens vorübergehend ein niedriges Einkommen – während des Studiums, bei zeitlich begrenztem Fernbleiben von der Arbeit auf Grund von Krankheit oder der Geburt eines Kindes oder im Zuge eines Arbeitsplatzwechsels. Solche Niedrigeinkommensphasen sind jedoch von begrenzter Dauer. Infolgedessen bewegt sich ein bedeutender Teil der Personen, die zu einem gegebenen Zeitpunkt über ein niedriges Einkommen verfügen, in der Einkommensverteilung ziemlich rasch aufwärts. Für eine kleinere Personengruppe hingegen hält die Armutserfahrung längere Zeit an, was schwerwiegendere Folgen für das wirtschaftliche Wohlergehen der betroffenen Personen und ihrer Familien hat.

In diesem Kapitel werden neue länderübergreifende Befunde über die Persistenz niedriger Einkommen vorgestellt, die auf Mikrodaten aus Erhebungen basieren, bei denen dieselben Personen und Haushalte im Zeitverlauf beobachtet werden. Das Kapitel beginnt mit einer Beschreibung der Merkmale der Erhebungen sowie der Konzepte, die für die Berechnung der verschiedenen Messgrößen der Armutsdynamik verwendet wurden. Danach wird das Ausmaß vorübergehender und dauerhafter Armut sowie von Armutseintritten bzw. -austritten erörtert. Schließlich werden Daten über Gründe, aus denen Menschen in Armut abgleiten, sowie über Einkommensmobilität und -schwankungen präsentiert.

Längsschnittdaten und dynamische Armutsmessgrößen

In diesem Kapitel werden Erhebungen verwendet, bei denen *dieselben* Personen und/oder Haushalte über mehrere Zeiträume beobachtet werden (d.h. Paneldaten). Anhand solcher Daten kann untersucht werden, wie das Einkommen einzelner Personen sich im Zeitverlauf ändert, in welchem Ausmaß sie vorübergehende oder dauerhafte Armutsphasen erleben und wie oft sie sich in der Einkommensverteilung nach oben bzw. nach unten bewegen.

Paneldaten stoßen jedoch auch an Grenzen. Während einige dieser Einschränkungen für alle Stichprobenerhebungen gelten (z.B. Nichtbeantwortung, Messfehler), treten andere speziell bei Paneldaten in Erscheinung[1]. Abgesehen von diesen Erhebungsmerkmalen wird die hier durchgeführte Analyse vor allem von der geringen Anzahl der üblicherweise in diesen Längsschnittdatensätzen erfassten Jahre eingeschränkt sowie von der geringen Länderzahl, die in früheren vergleichenden Analysen des Gegenstands berücksichtigt wurde. Da Paneldaten, die einige Jahre umfassen, lediglich für wenige Länder verfügbar sind, wurde für dieses Kapitel beschlossen, so viele OECD-Länder wie möglich einzubeziehen, auch wenn die Analyse sich deshalb auf eine geringe Anzahl von Zeiträumen beschränken muss. Diesem Kapitel liegen Daten über eine Periode von drei Jahren zu Grunde – im Vergleich zu den längeren Zeiträumen, die in OECD (2001) und Burniaux et al. (2006) verwendet werden –, da diese kürzere Periode die Einbeziehung von 17 OECD-Ländern in die Analyse ermöglicht[2].

Wie in Kapitel 5 basieren Armutsschätzungen auf Einkommensgrenzen, die den Lebensstandard erfassen, der zu einem gegebenen Zeitpunkt in einer gegebenen Gesellschaft am üblichsten ist (Atkinson, 1983). Dieser Ansatz wird zwar üblicherweise in den meisten vergleichenden Studien verwendet, seine Grenzen sollten jedoch nicht außer Acht gelassen werden – z.B. verringern sich die auf dem relativen Einkommen basierenden Armutsraten, selbst dann, wenn die Einkommen der Armen zurückgehen, solange die Einkommen der nicht zu den Armen zählenden Personen noch stärker sinken. In diesem Kapitel werden verschiedene Schwellen verwendet – 40%, 50% und 60% des Medianeinkommens –, um die Sensitivität der Ergebnisse in Bezug auf die verwendete Schwelle zu verdeutlichen. Wie in den anderen Kapiteln dieses Berichts wird als Einkommenskonzept das verfügbare Jahreseinkommen der privaten Haushalte verwendet, d.h. das den Haushalten

zur Verfügung stehende monetäre Einkommen einschließlich staatlicher Transferleistungen und nach Abzug der von den Haushalten gezahlten Einkommensteuer sowie Sozialabgaben[3]. Um Unterschieden bei der Familiengröße Rechnung zu tragen, wird das Haushaltseinkommen anhand der Quadratwurzel-Skala „äquivalenzgewichtet". Dieses Äquivalenzeinkommen wird jedem Haushaltsmitglied zugeordnet und zur Bestimmung des Armutsstatus jeder Person in jedem Jahr verwendet.

Dieser Ansatz erlaubt die Unterscheidung zwischen vier (sich gegenseitig ausschließenden) Personengruppen:

- diejenigen, die in dem Dreijahreszeitraum überhaupt nicht von Armut betroffen sind („nie von Armut Betroffene"),
- diejenigen, deren Äquivalenzeinkommen lediglich in einem der drei berücksichtigten Jahre unterhalb der Armutsgrenze liegt („vorübergehend von Armut Betroffene"),
- diejenigen, deren Äquivalenzeinkommen lediglich in zwei der drei berücksichtigten Jahre unterhalb der Armutsgrenze liegt („wiederkehrend von Armut Betroffene"), und
- diejenigen, deren Äquivalenzeinkommen im gesamten berücksichtigten Zeitraum unterhalb der Armutsgrenze liegt („dauerhaft von Armut Betroffene").

Dies sind die Grundkategorien, die in diesem Kapitel sowie in früheren OECD-Berichten über die Armutsdynamik (OECD, 1998, 2001) verwendet werden[4].

Unterscheidung zwischen vorübergehenden und dauerhaften Armutsphasen

Armutsmessgrößen, die auf dem Jahreseinkommen basieren, bilden lediglich einen Teil der Erfahrung derjenigen ab, die sich am unteren Ende der Einkommensskala befinden – insbesondere in einem Kontext, der von raschen Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt und einer hohen Stellenfluktuation geprägt ist. Um die Grenzen statischer Einkommensdaten zu verdeutlichen, ist in Abbildung 6.1 der Prozentsatz der Bevölkerung dargestellt, der (auf Grundlage der Schwelle von 50% des Medianeinkommens) in verschiedene Armutskategorien fällt. Ähnliche Daten auf der Grundlage von Schwellen von 40% und 60% finden sich im Anhang[5].

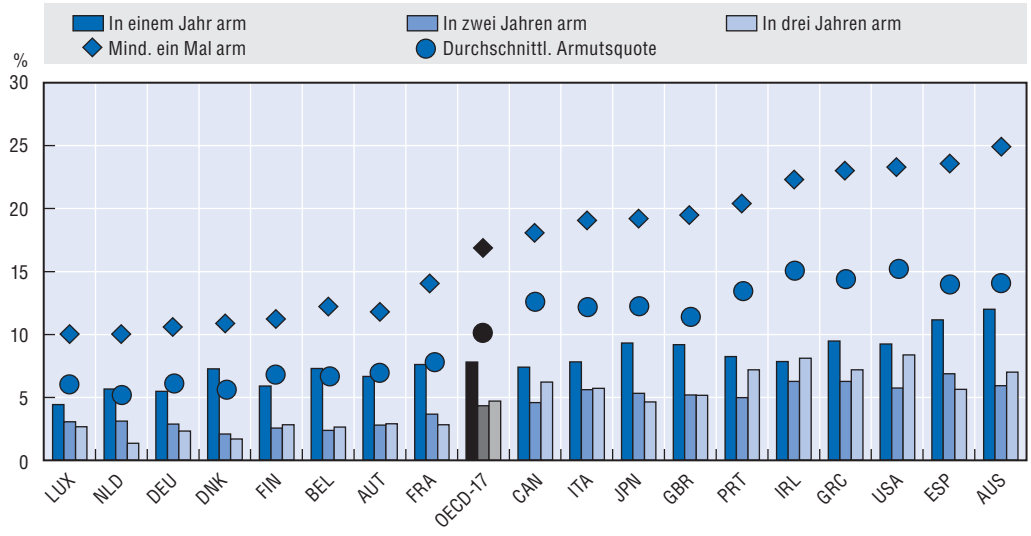
In Abbildung 6.1 treten verschiedene Muster zu Tage:

- Erstens ähnelten die „durchschnittlichen" Armutsquoten auf der Grundlage dieser Längsschnittdatensätze weitgehend jenen auf der Grundlage der Querschnittsdaten, die in Kapitel 5 dieses Berichts verwendet wurden[6]. Bei einer Schwelle von der Hälfte des Medianeinkommens betrug die „durchschnittliche" Armutsquote in dem Dreijahreszeitraum in den in Abbildung 6.1 berücksichtigten 17 Ländern etwa 10%; die Quoten lagen zwischen 6% oder weniger in den Niederlanden, Dänemark und Deutschland und 14% oder mehr in Australien, Irland, den Vereinigten Staaten und Griechenland[7].
- Zweitens wiesen in den 17 berücksichtigten Ländern rd. 17% der Bevölkerung in mindestens einem Jahr ein Einkommen unterhalb der Armutsgrenze auf, was bedeutet, dass 83% der Bevölkerung in den drei berücksichtigten Jahren nie von Armut betroffen waren. Der Anteil der Personen, die mindestens ein Mal in dem Dreijahreszeitraum arm waren, reichte von etwa 10% in Luxemburg und den Niederlanden bis 25% in Australien.
- Drittens waren im Durchschnitt 5% der Bevölkerung in allen drei Jahren arm und weitere 4% in lediglich zwei der drei berücksichtigten Jahre. Die Quoten der dauerhaften Armut schwankten zwischen 7% oder mehr in Australien, Griechenland, Irland, Portugal sowie den Vereinigten Staaten und unter 2% in Dänemark und den Niederlanden.

Bei Festsetzung höherer Einkommensschwellen ergeben sich zwei Resultate: Ein höherer Anteil der Befragten wird in jedem Jahr als arm eingestuft, und ein höherer Anteil an Personen, die mindestens ein Mal als arm gewertet werden, ist den Berechnungen zufolge von wiederkehrender und insbesondere dauerhafter Armut betroffen (vgl. Tabelle 6.A1.1, verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/*

Abbildung 6.1 **Anteil der von vorübergehender, wiederkehrender und dauerhafter Armut betroffenen Personen**

Schwelle bei 50% des Medianeinkommens, Erfahrung in drei aufeinanderfolgenden Jahren, in Prozent



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422528522436

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach dem Anteil der Personen dargestellt, die in den berücksichtigten drei Jahren „mindestens ein Mal arm" gewesen sind. OECD17 stellt den einfachen Durchschnitt der aufgeführten Länder mit Ausnahme Japans dar, für das die Schätzungen auf einer Einkommensdefinition beruhen (Haushaltseinkommen vor Steuern und nach staatlichen Transferleistungen), die von der für die anderen Länder verwendeten abweicht (verfügbares Haushaltseinkommen, d.h. nach Steuern und staatlichen Transferleistungen).

Quelle: Für die europäischen Länder beziehen sich die Daten auf 1999-2001, basierend auf dem Europäischen Haushaltspanel (ECHP), für Kanada auf 2002-2004, basierend auf Daten aus dem Cross National Equivalent File für den Survey of Labour and Income Dynamics (SLID), und für Australien auf 2002-2004, basierend auf Daten aus dem Cross National Equivalent File für die Erhebung Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA). Die Daten für die Vereinigten Staaten beziehen sich auf die Jahre 2001-2003, basierend auf dem Survey of Income and Program Participation (SIPP). Für Japan beziehen sich die Daten auf 2005-2007 und beruhen auf dem Keio Household Panel Survey.

424402577838). Im Durchschnitt steigt der Anteil der dauerhaft Armen unter denjenigen, die mindestens ein Mal arm sind, von 17% bei einer Schwelle von 40% des Medianeinkommens auf 28% bei einer Schwelle von 50% und auf 36% bei einer Schwelle von 60%. Ein ähnliches, aber weniger stark ausgeprägtes Muster trifft auf die von wiederkehrender Armut Betroffenen zu, deren Anteil sich von 23% bei der niedrigeren Schwelle auf 26% bei den beiden höheren Armutsgrenzen erhöht.

Alles in allem sind die Unterschiede in der Prävalenz dauerhafter und wiederkehrender Armut zwischen den Ländern größer als die, die durch die einfache Armutsquote aufgezeigt werden, obwohl die verschiedenen Messgrößen ein kohärentes Bild ergeben. Tatsächlich wird in Abbildung 6.1 eine positive Relation (statistisch signifikant auf dem Niveau von 0,01%) zwischen der einfachen Armutsquote (im Dreijahresdurchschnitt) einerseits und den Quoten der dauerhaften und wiederkehrenden Armut andererseits deutlich.

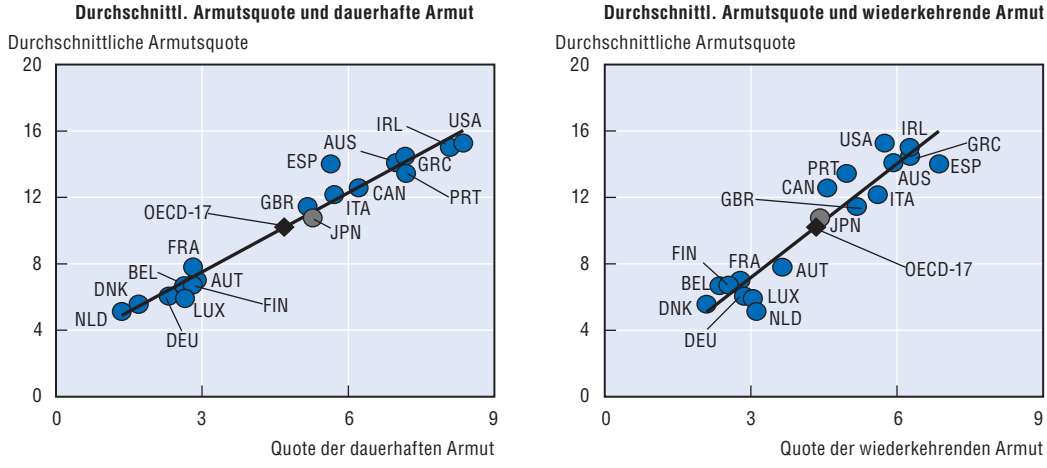
Die Zusammensetzung der dauerhaften Armut

In diesem Abschnitt wird die Zusammensetzung der Armenbevölkerung beschrieben, indem das Armutsrisiko näher betrachtet wird, d.h. das Verhältnis zwischen der Armutsquote einer bestimmten Gruppe und der Quote der Gesamtbevölkerung (OECD, 2001). Die Gruppen werden anhand von Merkmalen definiert, die sie zu Beginn der Periode aufweisen.

Das Altersprofil derjenigen, die – im Durchschnitt der 17 in die Analyse einbezogenen Länder – mindestens ein Mal arm sind (Abb. 6.3, Teil A), spiegelt das in Kapitel 5 beschriebene Profil zwar wider, es gibt jedoch auch besondere Muster für andere Armutsdefinitionen[8].

Abbildung 6.2 **Korrelation zwischen verschiedenen Indikatoren für die Armut**

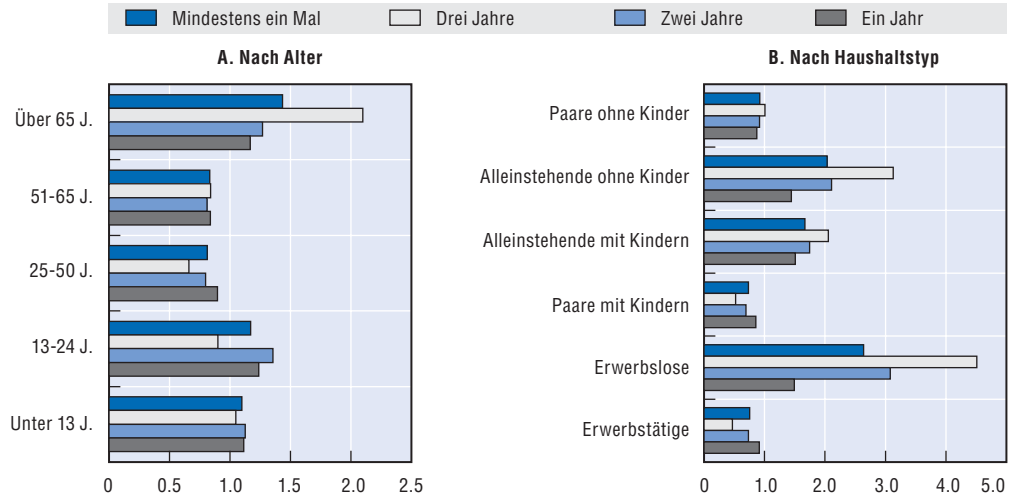
Schwelle bei 50% des Medianeinkommens, Erfahrung in drei aufeinanderfolgenden Jahren, in Prozent



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422531127768

Anmerkung: OECD17 stellt den einfachen Durchschnitt der aufgeführten Länder mit Ausnahme Japans (als dunklerer Kreis dargestellt) dar, für das die Schätzungen auf einer Einkommensdefinition beruhen (Haushaltseinkommen vor Steuern und nach staatlichen Transferleistungen), die von der für die anderen Länder verwendeten abweicht (äquivalenzgewichtetes verfügbares Haushaltseinkommen).
Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Abbildung 6.3 **Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut nach Alter und Haushaltstyp, OECD-Durchschnitt**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422555054624

Anmerkung: OECD17 stellt den einfachen Durchschnitt der in Abbildung 6.1 dargestellten Länder mit Ausnahme Japans dar, für das die Schätzungen auf einer Einkommensdefinition beruhen (Haushaltseinkommen vor Steuern und nach staatlichen Transferleistungen), die von der für die anderen Länder verwendeten abweicht (verfügbares Haushaltseinkommen).
Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

- Für Personen ab 65 Jahre besteht nicht nur in jedem Jahr ein höheres Armutsrisiko, sondern insbesondere auch das Risiko eines dauerhaft niedrigen Einkommens. In den 17 berücksichtigten Ländern steigt dieses Risiko von 1,2 im Hinblick auf die vorübergehende Armut (d.h. 20% über der Armutsquote der Gesamtbevölkerung) auf 2,1 im Hinblick auf die dauerhafte Armut – bei deutlich höheren Werten für Letztere (über 3) in Australien, Österreich und Dänemark, aber einem geringeren Risiko (von 1,0 oder weniger) in Kanada, den Niederlanden, Italien und Japan (Tabelle 6.1, Teil E).

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 6.1 **Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut in den einzelnen Ländern nach Alter**

Armutsrisiko im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung auf der Grundlage der Schwelle von 50% des Medianeinkommens

	A. Unter 13 Jahre				B. 13-24 Jahre				C. 25-50 Jahre				D. 51-64 Jahre				E. 65 Jahre und älter			
	Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:			
	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal
Australien	1.1	1.0	0.7	1.0	1.0	1.1	0.5	0.9	0.8	0.6	0.4	0.7	0.9	1.0	1.2	1.0	1.5	2.1	3.6	2.2
Belgien	1.0	0.5	1.1	0.9	0.9	0.7	0.2	0.7	0.8	0.8	0.6	0.8	0.9	1.0	0.8	0.9	1.7	2.2	2.8	2.0
Dänemark	0.5	0.1	0.0	0.3	1.4	2.9	1.2	1.6	0.7	0.5	0.3	0.6	0.6	0.5	0.7	0.6	2.5	2.5	4.2	2.8
Deutschland	0.9	1.4	0.7	1.0	1.3	1.1	1.0	1.2	0.9	1.0	0.6	0.8	1.1	1.0	1.2	1.1	1.0	0.8	1.9	1.1
Finnland	0.7	0.3	0.1	0.5	2.1	2.5	1.1	2.0	0.9	0.8	0.6	0.8	0.7	0.6	1.2	0.8	0.9	1.2	2.6	1.4
Frankreich	1.1	1.2	1.0	1.1	1.4	1.3	1.0	1.3	0.9	0.8	0.6	0.8	0.8	0.8	0.9	0.8	1.0	1.3	2.1	1.3
Griechenland	1.0	1.2	0.4	0.9	1.1	1.0	0.7	0.9	0.9	0.8	0.5	0.7	1.1	1.0	1.0	1.1	1.0	1.4	2.5	1.6
Irland	1.1	1.4	1.1	1.2	0.9	0.8	0.5	0.7	0.9	0.8	0.7	0.8	0.7	1.0	0.9	0.8	1.6	1.2	2.9	2.0
Italien	1.0	1.5	1.6	1.3	1.1	1.1	1.3	1.1	1.0	1.0	0.8	1.0	0.9	0.9	0.8	0.9	1.0	0.7	1.0	0.9
Kanada	1.8	1.0	1.0	1.2	1.4	1.3	1.0	1.3	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	1.0	1.1	1.0	0.9	0.6	0.8	0.8
Luxemburg	1.5	1.2	1.5	1.4	1.7	1.8	1.1	1.6	1.0	0.9	1.0	1.0	0.5	0.8	0.6	0.6	0.4	0.5	0.9	0.5
Niederlande	1.0	1.8	2.0	1.4	1.4	1.9	1.8	1.6	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9	0.3	0.2	0.6	1.1	0.1	0.1	0.6
Österreich	1.2	0.9	0.5	1.0	0.9	1.0	0.4	0.8	0.9	0.7	0.5	0.8	1.0	0.9	0.8	0.9	1.2	2.1	3.6	2.0
Portugal	1.1	1.2	1.4	1.3	1.0	1.0	0.6	0.8	0.9	0.8	0.7	0.8	0.9	0.9	0.7	0.8	1.2	1.6	2.2	1.7
Spanien	1.2	1.6	1.5	1.4	1.0	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9	0.7	0.9	1.0	0.6	1.0	0.9	0.9	1.0	1.4	1.1
Ver. Königreich	1.4	1.4	1.8	1.5	1.4	1.3	1.0	1.3	0.8	0.7	0.7	0.8	0.6	0.6	0.5	0.6	1.0	1.3	1.3	1.2
Ver. Staaten	1.2	1.3	1.5	1.3	1.0	1.2	1.0	1.1	0.9	0.9	0.7	0.8	0.8	0.8	0.7	0.8	1.0	1.0	1.7	1.2
OECD17	*1.1*	*1.1*	*1.0*	*1.1*	*1.2*	*1.4*	*0.9*	*1.2*	*0.9*	*0.8*	*0.7*	*0.8*	*0.8*	*0.8*	*0.8*	*0.8*	*1.2*	*1.3*	*2.1*	*1.4*
Nachrichtlich:																				
Japan	0.9	0.8	1.6	1.1	1.0	1.5	1.1	1.2	0.9	0.8	0.8	0.9	1.2	1.0	0.9	1.0	1.1	1.3	1.0	1.1
Ver. Staaten (PSID)	1.0	1.4	1.7	1.3	1.2	1.5	1.2	1.3	1.0	0.8	0.8	0.9	0.8	0.6	0.5	0.7	1.1	0.9	1.1	1.0

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422608278140

Anmerkung: Die Tabelle zeigt das Armutsrisiko für bestimmte Altersgruppen. Das Armutsrisiko ist als Verhältnis zwischen der Armutsquote einer bestimmten Gruppe und der Armutsquote der Gesamtbevölkerung berechnet. Beträgt der Wert für das Armutsrisiko mehr als 1, so besteht für die betreffende Gruppe ein höheres Risiko als für die Gesamtbevölkerung, sich in einer gegebenen Armutskategorie zu befinden; ist der Wert für das Risiko gleich 1, besteht ein gleich hohes Risiko, und beträgt der Wert weniger als 1, so ist das Risiko niedriger. So bedeutet z.B. ein Durchschnittswert von 2,1 für Personen ab 65 Jahren in der Kategorie der immer von Armut Betroffenen (Teil E, OECD17 in der Spalte für 3 Jahre), dass das Risiko dieser Personen, unter dauerhafter Armut zu leiden, etwas mehr als doppelt so hoch wie für die Gesamtbevölkerung ist. Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

- Am anderen Ende des Altersspektrums ist das Armutsrisiko für Kinder ebenfalls höher als das für die Gesamtbevölkerung, aber dieses Risiko verteilt sich gleichmäßig auf die verschiedenen Armutsverweildauern. In Dänemark lebt praktisch kein Kind in einem Dreijahreszeitraum in dauerhafter Armut, wohingegen das Risiko der dauerhaften Armut für Kinder in Italien, den Niederlanden, dem Vereinigten Königreich, den Vereinigten Staaten und Japan hoch ist (Tabelle 6.1, Teil A).

- Für junge Menschen der Altersgruppe 13-24 Jahre besteht im Vergleich zur Gesamtbevölkerung ebenfalls eine höhere Wahrscheinlichkeit der vorübergehenden oder wiederkehrenden Armut, jedoch eine geringere hinsichtlich der dauerhaften Armut, wovon lediglich Italien, die Niederlande und Japan Ausnahmen bilden.

- Für Erwachsene im Alter von 25 bis 50 Jahren liegt das Risiko für alle Armutskategorien unterhalb des Bevölkerungsdurchschnitts, und dieses Risiko geht von vorübergehender zu dauerhafter Armut hin zurück.

- Für ältere Erwachsene (51-64 Jahre) besteht im Allgemeinen ein geringeres Risiko, in Armut abzugleiten, als für die Gesamtbevölkerung, wobei es jedoch Ausnahmen gibt – und ihre Zahl steigt von vorübergehender (Deutschland, Griechenland und Japan) zu dauerhafter Armut (Australien, Kanada, Irland und insbesondere Finnland und Deutschland) hin an.

Die Zusammensetzung der verschiedenen Armutskategorien variiert auch nach Haushaltsmerkmalen (Abb. 6.3, Teil B):

- Alleinstehenden-Haushalte (mit und ohne Kinder) sind einem höheren Armutsrisiko ausgesetzt als Paarhaushalte, vor allem im Hinblick auf das Risiko, über lange Zeiträume ein niedriges Einkommen zu beziehen. Im Durchschnitt besteht für alleinstehende Erwachsene mit Kindern ein im Vergleich zur Gesamtbevölkerung doppelt so hohes Risiko, in dauerhafter Armut zu leben, insbesondere in Japan (wo es nur wenige Alleinerziehende gibt), den Niederlanden und Dänemark (Tabelle 6.2). Die Wahrscheinlichkeit eines Lebens in dauerhafter Armut ist bei Alleinstehenden ohne Kinder noch höher – im Durchschnitt dreimal höher als für die Gesamtbevölkerung und noch deutlich höher in Dänemark, Finnland, Irland und Portugal.

- Bei Paaren mit Kindern liegt das Risiko dauerhafter Armut im Allgemeinen deutlich unter dem Bevölkerungsdurchschnitt, einzig Italien bildet hier eine Ausnahme. Bei Paaren ohne Kinder ist das Bild weniger einheitlich, wobei das Risiko in Australien, Belgien, Frankreich, Griechenland, Österreich, Portugal und Spanien über dem Bevölkerungsdurchschnitt liegt.

- Der Großteil dieser Unterschiede beim Risiko chronischer Armut spiegelt den Beschäftigungsstatus der Haushaltsmitglieder wider. Im Durchschnitt ist das Risiko dauerhafter Armut bei Personen, die Erwerbslosenhaushalten angehören, nahezu fünfmal höher als bei der Gesamtbevölkerung (Abb. 6.3, Teil B) und noch höher in Dänemark, Kanada und den Niederlanden (Tabelle 6.2, rechter Teil). Diese im Ländervergleich unterschiedlich hohen Risiken dauerhafter Armut, denen Erwerbslosenhaushalte ausgesetzt sind, spiegeln sowohl Unterschiede in den wirtschaftlichen Rahmenbedingungen dieser Haushalte als auch in der Dauer der Erwerbslosigkeit wider.

Schließlich variiert das Risiko dauerhafter Armut auch nach Geschlecht. Die Wahrscheinlichkeit chronischer Armut ist bei Frauen stets höher als bei Männern, wobei die Benachteiligung in Belgien, Dänemark, Finnland und Österreich besonders groß ist (Tabelle 6.3). Dieses höhere Risiko dauerhafter Armut spiegelt hauptsächlich die Lage alleinstehender Frauen wider, sowohl mit Kindern als auch ohne. Für alleinstehende Frauen (vor allem ältere) ist das Risiko dauerhafter Armut 2,7-mal so hoch wie für die Gesamtbevölkerung, in Dänemark, Finnland, den Niederlanden und Österreich sogar noch deutlich höher. Bei alleinerziehenden Müttern ist die Wahrscheinlichkeit, zumindest ein Mal in Armut zu leben, höher als bei der Gesamtbevölkerung, und diese Benachteiligung steigt von vorübergehender zu wiederkehrender und dauerhafter Armut hin an, insbesondere in den Niederlanden und Dänemark[9].

Tabelle 6.2 **Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut nach Haushaltstyp**

Armutsrisiko im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung auf der Grundlage der Schwelle von 50% des Medianeinkommens

	Nach Präsenz von Kindern																Nach Erwerbsstatus der Haushaltsmitglieder							
	Ohne Kinder								Mit Kindern								Erwerbslos				Erwerbstätig			
	Alleinstehende				Paare				Alleinstehende				Paare											
	Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:			
	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal
Australien	1.1	1.8	3.8	2.0	1.0	1.2	1.1	1.1	1.1	1.0	0.6	0.9	0.8	0.3	0.2	0.5	1.7	3.5	4.0	2.8	0.8	0.5	0.1	0.5
Belgien	1.2	2.0	3.2	1.8	1.3	1.7	1.4	1.4	1.8	1.4	1.9	1.7	0.7	0.5	0.4	0.6	2.0	3.9	4.8	3.0	0.8	0.4	0.2	0.6
Dänemark	1.9	6.9	6.4	3.5	1.3	0.8	0.8	1.2	2.2	0.2	5.2	2.3	0.6	0.1	0.0	0.4	0.7	3.4	8.0	2.3	0.7	0.6	0.3	0.6
Deutschland	1.8	2.1	3.3	2.2	0.6	0.7	0.7	0.6	2.5	5.6	2.4	3.3	0.8	0.5	0.4	0.6	2.2	4.0	5.0	3.3	0.9	0.7	0.4	0.7
Finnland	1.8	4.0	5.0	3.1	0.6	0.5	0.3	0.5	1.3	0.8	0.4	1.0	0.7	0.2	0.1	0.4	1.7	2.3	5.3	2.8	1.0	0.9	0.4	0.8
Frankreich	1.5	1.7	2.9	1.8	0.8	1.2	1.0	0.9	1.5	2.4	2.4	1.9	0.9	0.7	0.6	0.8	1.4	2.7	5.4	2.5	1.0	0.8	0.4	0.8
Griechenland	1.0	1.1	2.9	1.6	1.0	1.4	2.3	1.5	1.0	1.3	0.8	1.0	0.9	0.7	0.5	0.8	1.0	2.7	1.8	1.7	1.0	0.8	0.5	0.8
Irland	1.3	1.7	5.5	2.9	1.5	1.5	0.8	1.2	1.4	1.0	0.7	1.0	0.9	1.0	0.6	0.8	1.4	2.0	5.1	2.9	0.9	0.9	0.4	0.7
Italien	1.4	1.2	1.7	1.4	0.8	0.5	0.6	0.7	0.9	1.1	1.0	1.0	1.0	1.1	1.1	1.1	1.2	1.8	2.7	1.8	1.0	1.0	0.8	0.9
Kanada	1.2	1.7	2.5	1.8	0.8	0.7	0.4	0.6	1.1	1.2	1.3	1.2	0.8	0.7	0.6	0.7	1.1	3.3	7.4	3.8	1.0	0.9	0.6	0.8
Luxemburg	0.8	0.9	0.9	0.9	0.4	0.4	0.9	0.5	2.3	1.4	2.2	2.0	1.0	1.3	0.8	1.0	1.1	4.4	2.1	2.4	1.1	0.7	0.9	0.9
Niederlande	1.7	1.0	2.0	1.5	0.7	0.3	0.0	0.5	1.5	4.8	7.4	3.3	0.9	0.8	0.3	0.8	2.1	4.5	6.9	3.5	0.9	0.8	0.5	0.8
Österreich	1.7	2.5	3.7	2.3	0.8	0.9	1.6	1.0	2.3	1.1	1.6	1.9	0.8	0.7	0.4	0.7	1.4	3.3	4.3	2.5	0.9	0.7	0.3	0.7
Portugal	1.4	2.1	4.3	2.6	1.1	1.5	1.9	1.5	1.2	1.4	1.3	1.3	1.0	0.9	0.7	0.9	2.5	2.9	4.2	3.2	0.9	0.8	0.6	0.8
Spanien	2.0	1.9	1.1	1.8	0.9	0.9	2.1	1.2	0.8	1.0	1.6	1.1	1.1	0.9	0.9	1.0	1.3	3.2	3.5	2.4	1.0	0.8	0.7	0.8
Ver. Königreich	1.4	1.7	2.0	1.7	0.6	0.7	0.5	0.6	1.5	2.5	2.8	2.1	0.9	0.6	0.7	0.8	1.4	3.0	4.5	2.6	0.9	0.7	0.5	0.7
Ver. Staaten	1.2	1.4	2.2	1.6	0.7	0.6	0.5	0.6	1.2	1.3	1.4	1.3	0.9	0.7	0.5	0.7	1.2	1.4	1.7	1.4	0.8	0.7	0.4	0.7
OECD17	*1.4*	*2.1*	*3.1*	*2.0*	*0.9*	*0.9*	*1.0*	*0.9*	*1.5*	*1.7*	*2.1*	*1.7*	*0.9*	*0.7*	*0.5*	*0.7*	*1.5*	*3.1*	*4.5*	*2.6*	*0.9*	*0.7*	*0.5*	*0.8*
Nachrichtlich:																								
Japan	1.9	1.5	2.0	1.8	0.8	0.6	0.4	0.6	1.9	3.8	8.4	4.3	0.8	0.5	0.7	0.7	1.4	1.6	2.7	1.9	0.9	1.0	0.9	0.9
Ver. Staaten (PSID)	1.2	1.2	1.3	1.2	0.7	0.3	0.3	0.5	1.1	1.5	1.6	1.3	0.8	0.8	0.6	0.8	1.2	2.3	5.4	2.6	1.0	1.0	0.8	0.9

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422632758276

Anmerkung: Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Tabelle 6.3 **Risiko des Abgleitens in die verschiedenen Kategorien der Armut für Alleinstehende, nach Geschlecht und Präsenz von Kindern**

Armutsrisiko im Verhältnis zur Gesamtbevölkerung auf der Grundlage der Schwelle von 50% des Medianeinkommens

	Männer				Frauen				Alleinstehende Frauen mit und ohne Kinder				Alleinstehende Frauen mit Kindern			
	Arm in:				Arm in:				Arm in:				Arm in:			
	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal	1 Jahr	2 Jahren	3 Jahren	Mind. 1 Mal
Australien	0.9	0.9	0.8	0.9	1.1	1.1	1.2	1.1	1.3	1.4	1.6	1.4	1.2	1.2	0.7	1.1
Belgien	0.9	0.9	0.7	0.9	1.1	1.1	1.3	1.1	1.8	2.0	2.9	2.1	1.7	2.0	1.9	1.8
Dänemark	0.9	0.6	0.7	0.8	1.1	1.4	1.3	1.2	2.7	5.7	6.1	3.8	1.8	0.5	8.6	2.6
Deutschland	0.9	0.8	1.0	0.9	1.1	1.2	1.0	1.1	2.2	2.9	2.6	2.5	3.2	5.1	3.3	3.7
Finnland	1.0	0.9	0.7	0.9	1.0	1.1	1.3	1.1	2.0	3.0	4.5	2.9	1.1	0.7	0.5	0.9
Frankreich	1.0	0.9	0.9	0.9	1.0	1.1	1.1	1.1	1.9	2.3	2.7	2.1	1.8	2.4	2.2	2.0
Griechenland	1.0	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.1	1.0	1.1	1.2	2.3	1.5	1.0	1.3	1.0	1.1
Irland	0.9	1.1	0.9	0.9	1.1	0.9	1.1	1.1	1.6	1.2	2.9	2.0	2.0	1.2	1.0	1.4
Italien	1.0	1.0	0.9	1.0	1.0	1.0	1.1	1.0	1.4	1.2	1.6	1.4	1.1	1.2	1.1	1.1
Kanada	1.0	1.0	0.9	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.3	1.4	1.7	1.5	1.0	1.3	1.6	1.3
Luxemburg	1.0	1.1	0.9	1.0	1.0	0.9	1.1	1.0	1.8	1.4	1.7	1.6	2.7	0.9	2.6	2.1
Niederlande	0.9	1.1	0.9	1.0	1.1	0.9	1.1	1.0	1.9	1.9	3.3	2.1	1.8	4.2	7.9	3.4
Österreich	0.9	0.7	0.6	0.8	1.1	1.3	1.4	1.2	2.4	2.5	3.8	2.7	3.2	1.2	1.6	2.4
Portugal	1.0	0.9	0.9	0.9	1.0	1.1	1.1	1.1	1.5	1.8	2.5	1.9	1.5	1.6	1.4	1.5
Spanien	0.9	0.9	0.9	0.9	1.1	1.1	1.1	1.1	1.7	1.6	1.4	1.6	1.0	1.2	1.6	1.2
Ver. Königreich	0.9	0.9	0.8	0.9	1.1	1.1	1.1	1.1	1.8	2.2	2.4	2.1	2.1	2.8	2.6	2.4
Ver. Staaten	1.0	0.9	0.8	0.9	1.0	1.1	1.2	1.1	1.2	1.5	1.7	1.5	1.2	1.4	1.6	1.4
OECD17	*0.9*	*0.9*	*0.8*	*0.9*	*1.1*	*1.1*	*1.2*	*1.1*	*1.7*	*2.1*	*2.7*	*2.0*	*1.7*	*1.8*	*2.4*	*1.8*
Nachrichtlich:																
Japan	1.0	0.9	0.9	1.0	1.0	1.1	1.1	1.0	1.7	3.1	4.1	2.8	2.1	4.1	9.2	4.7
Ver. Staaten (PSID)	1.0	0.9	0.9	0.9	1.0	1.1	1.1	1.1	1.2	1.5	1.6	1.4	1.0	1.6	1.9	1.4

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422635017175

Anmerkung: Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).

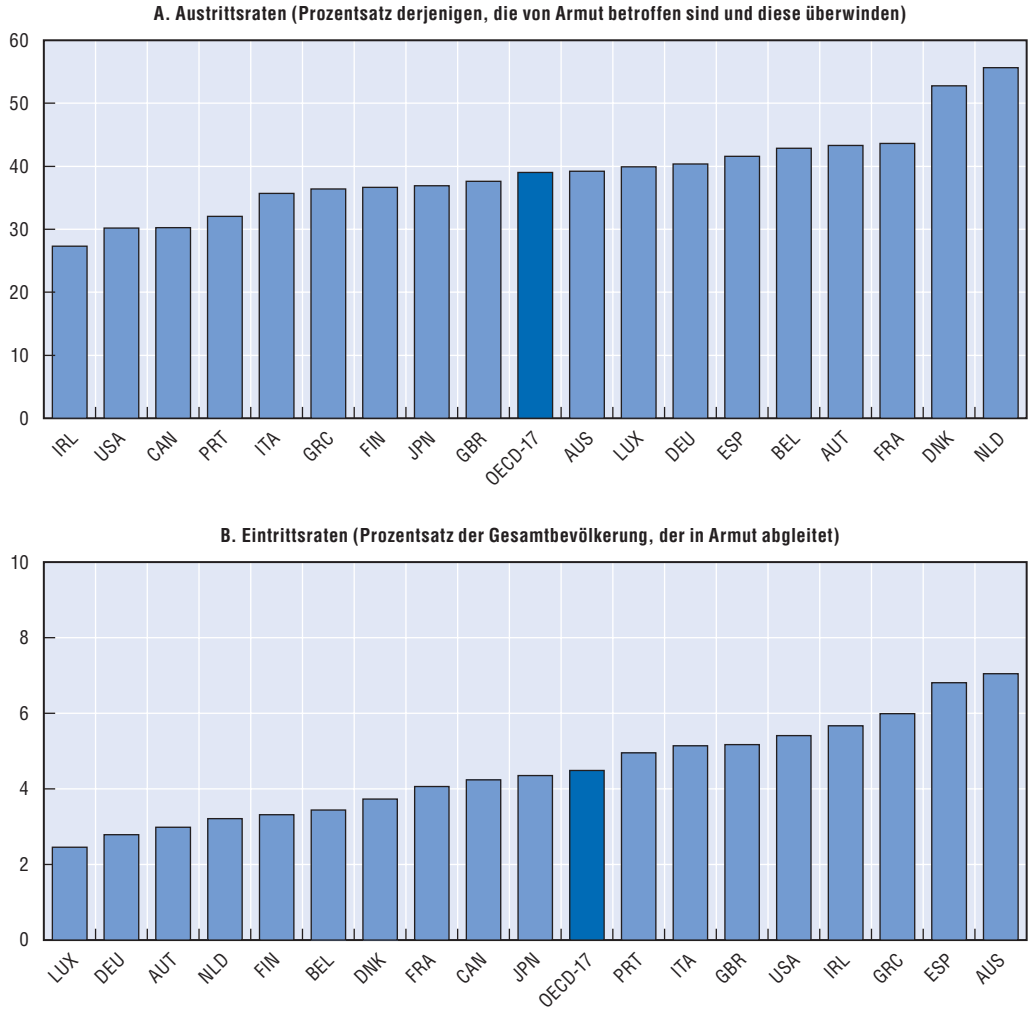
Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Armutseintritte und -austritte und deren Häufigkeit

Einer der Hauptvorteile der Verwendung von Längsschnittdaten besteht darin, dass dies die Analyse der Armutseintritte und -austritte sowie des Ausmaßes der Armutsfluktuation ermöglicht. In Abbildung 6.4 sind die Eintritts- und Austrittsraten in Bezug auf die Einkommensarmut (auf der Grundlage einer Schwelle von der Hälfte des Medianeinkommens) während des in diesem Kapitel betrachteten Dreijahreszeitraums dargestellt, wobei die Eintrittsraten in Relation zur Gesamtbevölkerung ausgedrückt sind und die Austrittsraten anhand der Anzahl der Personen berechnet wurden, die in der vorhergehenden Periode arm waren[10]. Im Durchschnitt aller untersuchten OECD-Länder weisen etwa 5% der Personen, die in einem gegebenen Jahr nicht in Armut lebten, im Folgejahr ein niedriges Einkommen auf, wobei die Werte von über 6% in Australien, Spanien

Abbildung 6.4 **Eintritt in und Austritt aus Einkommensarmut, Anfang der 2000er Jahre**

Armutsschwelle bei 50% des Medianeinkommens



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422580110083

Anmerkung: Der Eintritt in Armut wird anhand des Anteils der Personen gemessen, die sich am Zeitpunkt t-1 nicht in Armut befanden und am Zeitpunkt *t* arm sind. Die Austrittsrate ist der Anteil der Personen, die am Zeitpunkt t-1 in Armut lebten und am Zeitpunkt *t* nicht mehr von Armut betroffen sind. Für die beiden Messgrößen wird der Durchschnitt aus den drei Jahren angegeben. Die Daten für die Vereinigten Staaten beruhen auf dem SIPP. Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach ansteigenden Austritts- und Eintrittsraten dargestellt. OECD17 stellt den einfachen Durchschnitt der aufgeführten Länder mit Ausnahme Japans dar, für das die Schätzungen auf einer Einkommensdefinition beruhen (Haushaltseinkommen vor Steuern und nach staatlichen Transferleistungen), die von der für die anderen Länder verwendeten abweicht (verfügbares Haushaltseinkommen).
Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

und Griechenland bis 3% oder weniger in Luxemburg, Deutschland und Österreich reichen[11]. Die Austrittsraten – ausgedrückt als Anteil aller Personen, die in einem gegebenen Jahr als arm erfasst werden, aber im Folgejahr nicht mehr von Armut betroffen sind – liegen im Durchschnitt bei rd. 40% und reichen von über 50% in Dänemark und den Niederlanden hinunter bis 30% oder weniger in Irland, Kanada und den Vereinigten Staaten[12]. Diese Daten lassen darauf schließen, dass die Armutsfluktuation insgesamt hoch ist, in den einzelnen Ländern jedoch erhebliche Unterschiede existieren (OECD, 2001).

Mehrere empirische Studien haben ergeben, dass die Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Armut nach einer Verweildauer von zwei oder mehr Jahren in Armut rasch sinkt (Bane und Ellwood, 1986; Stevens, 1994, 1999). Theoretisch sollten Messgrößen für die Verweildauer in Armut ein besseres Verständnis der Risiken ermöglichen, die für Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung bestehen. In der Praxis unterliegen derartige Schätzungen Verzerrungen, die bei den in diesem Kapitel verwendeten nur wenige Jahre erfassenden Daten besonders erheblich sind[13]. Eine andere Sicht auf die Merkmale der Armut ergibt sich bei Betrachtung des Ausmaßes, in dem Armut wiederkehrt. Die Anzahl der Armutsphasen (Häufigkeit) ist von Bedeutung, da eine ununterbrochene Erfahrung bei einer gegebenen Anzahl von in Armut verbrachten Jahren für die betroffenen Personen ein schnelleres Abschmelzen angesammelter Ersparnisse und einen größeren Rückgang der Lebensstandards bedeutet, ebenso wie eine stärkere Konzentration der Armut auf eine geringere Anzahl von Personen für das Land insgesamt[14].

Aus Tabelle 6.4 ist der Anteil der Gesamtbevölkerung ersichtlich, der in einem (linker Teil) oder zwei (rechter Teil) der berücksichtigten Jahre als einkommensarm erfasst wird und verschiedene Abfolgen von Armuts- und Nichtarmutsepisoden erlebt, wobei die Werte 1 und 0 kenntlich machen, ob

Tabelle 6.4 **Prävalenz verschiedener Armutsabfolgen bei Personen, die in einem oder zwei der betrachteten Jahre unter Einkommensarmut leiden**

Armut auf der Grundlage der Schwelle von 50% des Medianeinkommens

	In einem Jahr von Armut betroffen			In zwei Jahren von Armut betroffen		
	100	010	001	110	101	011
Australien	4.2	3.9	4.0	2.3	1.3	2.3
Belgien	2.2	2.4	2.7	0.6	0.4	1.3
Dänemark	2.2	1.8	3.3	0.8	0.7	0.6
Deutschland	1.9	1.3	2.2	1.3	0.5	1.1
Finnland	1.7	1.2	3.0	1.0	0.3	1.2
Frankreich	2.4	2.5	2.8	1.2	0.8	1.6
Griechenland	3.6	2.6	3.3	2.6	1.1	2.6
Irland	2.5	2.2	3.1	1.8	1.4	3.0
Italien	2.5	2.0	3.3	2.0	1.4	2.1
Kanada	2.8	1.8	2.8	1.7	0.8	2.1
Luxemburg	1.8	1.5	1.1	1.0	1.2	0.9
Niederlande	2.3	1.2	2.2	1.1	1.0	1.0
Österreich	3.0	1.5	2.2	1.0	0.7	1.1
Portugal	2.9	2.0	3.3	1.6	0.8	2.5
Spanien	4.5	2.6	4.1	2.8	1.4	2.7
Ver. Königreich	4.0	2.1	3.1	2.1	0.8	2.2
Ver. Staaten	3.7	1.8	3.7	2.1	1.6	2.1
OECD17	*2.8*	*2.0*	*2.9*	*1.6*	*1.0*	*1.8*
Nachrichtlich:						
Japan	3.0	2.6	2.3	1.6	1.0	1.8
Ver. Staaten (PSID)	5.6	3.4	4.1	3.1	2.1	2.6

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422641132604

Anmerkung: In jeder Spalte ist der Anteil an Personen angegeben, die in dem Dreijahreszeitraum eine bestimmte Armutsabfolge erleben, wobei „0" für nicht von Armut betroffen und „1" für von Armut betroffen steht. „110" z. B. bedeutet „im ersten und zweiten Jahr von Armut betroffen, im dritten Jahr nicht von Armut betroffen". Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

der Einzelne in dem betreffenden Kalenderjahr unter Armut leidet oder nicht. So bedeutet die Abfolge „101", dass eine Person im ersten Jahr von Armut betroffen ist, im zweiten Jahr die Armut überwindet und im dritten Jahr wieder in Armut abgleitet und somit im Beobachtungszeitraum zwei Armutsphasen erlebt. Zwei Hauptmuster treten zu Tage:

- Bei den Personen, die in zwei der drei berücksichtigten Jahre unter Armut leiden, sind Abfolgen des Typs „101" im Allgemeinen seltener (im Durchschnitt 1%) als solche, wo die Personen in zwei aufeinanderfolgenden Jahren arm bleiben, entweder am Anfang (1,6%) oder am Ende (1,8%) des Zeitraums. Unterschiede im Ländervergleich (gemessen an der Standardabweichung) sind für ununterbrochene Abfolgen (110 und 011) auch größer als für unterbrochene (101). Länder mit einem höheren Anteil an Personen, die während eines Zweijahreszeitraums ununterbrochene Armutsphasen erleben, verzeichnen auch höhere Quoten dauerhafter Armut in allen drei Jahren, was darauf hindeutet, dass ähnliche Faktoren für die verschiedenen Formen chronischer Armut verantwortlich sind.
- Unterschiede bestehen ebenfalls im Hinblick auf die Häufigkeit der verschiedenen Abfolgen bei Personen, die nur in einem der drei berücksichtigten Jahre in Armut leben. Der Anteil an Personen, die im zweiten Jahr in Armut eintreten und im dritten Jahr wieder aus der Armut herausfinden (010), beträgt im Durchschnitt 2%, wobei die Werte von 1,2% (in Finnland und den Niederlanden) bis über 3% (in Australien) reichen. Die Abfolgen, bei denen entweder der Eintritt in Armut oder der Austritt daraus nicht beobachtet werden kann (100 und 001), treten häufiger auf (der Durchschnitt liegt in beiden Fällen bei rd. 3%), und bei Personen dieser beiden Kategorien (die Personen einschließen, die bereits vor Beginn des betrachteten Dreijahreszeitraums in Armut lebten, sowie Personen, deren Verweildauer in Armut über diese drei Jahre hinausreicht) dauern die Armutsphasen im Allgemeinen länger an als bei anderen.

Ereignisse, die den Eintritt in Armut auslösen

Die bei den Armen beobachtete hohe Fluktuation wirft Fragen nach dem Charakter der Ereignisse auf, die der Armutsdynamik zu Grunde liegen. Welche Art von Ereignissen führt dazu, dass Haushalte in Armut abgleiten? Handelt es sich im Falle von vorübergehender und dauerhafter Armut jeweils um unterschiedliche Ereignisse? Zur Beantwortung dieser Fragen werden in diesem Abschnitt Daten zur Beziehung zwischen einer Reihe von Ereignissen und Armutseintritten bzw. -austritten vorgestellt. Der Rückgang des Äquivalenzeinkommens jeder Person, der den Eintritt in Armut auslöst, spiegelt Veränderungen des Haushaltseinkommens wie der Haushaltszusammensetzung wider, und in empirischen Studien wurde die Bedeutung beider Ereignisformen für die Wahrscheinlichkeit des Armutseintritts bzw. -austritts dokumentiert (Jenkins, 2000; OECD, 2001; Jenkins et al., 2001; Jenkins und Schluter, 2003; McKernan und Ratcliff, 2005; Valletta, 2006).

Im Allgemeinen deuten diese Forschungsarbeiten darauf hin, dass die Aufnahme einer Beschäftigung oder eine Eheschließung die Wahrscheinlichkeit vergrößern, die Armut zu überwinden, wohingegen sich durch den Verlust des Arbeitsplatzes oder eine Trennung die Wahrscheinlichkeit erhöht, in Armut einzutreten (Duncan et al., 1993; Muffels et al., 1999; Oxley et al., 2000; Finnie, 2000; Dubois und Jeandidier, 2000; Jeandidier et al., 2002; Fouarge und Layte, 2003, 2005). Andere empirische Studien weisen darauf hin, dass manche Ereignisse, z.B. eine Scheidung, stärkere Auswirkungen auf Frauen haben als auf Männer (Bartfeld, 1998; Di Prete und McManus, 2000; Jarvis und Jenkins, 1999; Bianchi Lekha und Khan, 1999).

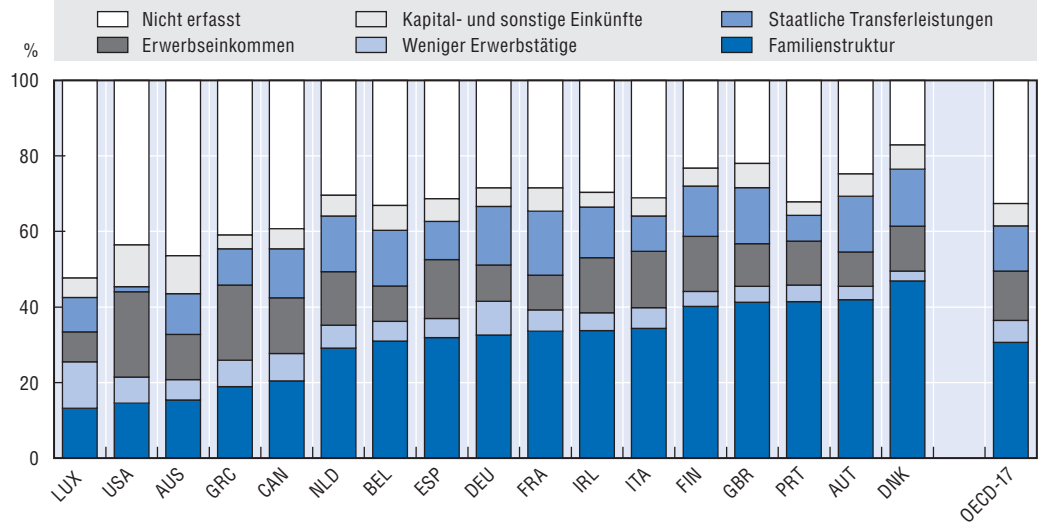
In diesem Abschnitt werden Befunde über die Ereignisse vorgestellt, die mit dem Eintritt in Armut in Verbindung stehen. Der Ansatz entspricht mehr oder minder dem in OECD (2001) verwendeten, aber die hier vorgelegte Analyse unterscheidet zwischen verschiedenen Abfolgen von Armutsphasen in dem Dreijahreszeitraum und bezieht sich auf alle Haushaltsmitglieder, anstatt sich auf den Haushaltsvorstand zu beschränken. Wie in OECD (2001) wird in der Analyse versucht, die Tatsache zu berücksichtigen, dass mehrere Ereignisse bei der Auslösung des Eintritts in Armut zusammenwirken (z.B. können Veränderungen der Familienstruktur die Erwerbsbeteiligung von Personen durch Rückgang der geleisteten Arbeitsstunden und der Arbeitsentgelte beeinflussen), indem sie sich bei jedem Ereignis auf besondere Teilstichproben konzentriert[15].

In Abbildung 6.5 wird der Effekt einer Reihe von Ereignissen auf die Wahrscheinlichkeit des Eintritts in Armut geprüft. Folgende Ereignisse wurden berücksichtigt: *a)* eine Veränderung der Familienstruktur (auf Grund der Geburt eines Kindes, Scheidung, Trennung, Verwitwung oder ähnlicher Faktoren), *b)* eine Verringerung der Anzahl an Erwerbstätigen in dem Haushalt, *c)* die Einkommenskomponente (aus Erwerbseinkommen, Transferleistungen, Kapital- und sonstigen Einkünften), die beim Eintritt in Armut den größten absoluten Rückgang verzeichnet[16], und *d)* sonstige nicht erfasste Ereignisse. Bei Betrachtung der Bedeutung verschiedener Ereignisse für alle Eintritte in Armut zusammen tritt eine Reihe von Mustern zu Tage:

- Änderungen der Familienstruktur sind für die Auslösung des Eintritts in Armut im Allgemeinen von großer Bedeutung. Sie sind im Durchschnitt für rd. 30% aller Eintritte verantwortlich, und in Dänemark, Österreich, Portugal und dem Vereinigten Königreich sogar für über 40%.
- Rückgänge in der Anzahl der Erwerbstätigen im Haushalt – unabhängig von einer Veränderung der Familienstruktur – machen nur 5% aller Eintritte in Armut aus, und 7% oder mehr in Deutschland, Griechenland, Kanada, den Niederlanden und den Vereinigten Staaten[17].
- Der kombinierte Effekt von Rückgängen bei den Einkommensströmen ist für rd. 30% aller Eintritte in Armut verantwortlich, wobei die Anteile der Einkünfte und Transferleistungen etwa gleich hoch sind und der Anteil der Kapitaleinkünfte geringer ausfällt. Erhebliche Kürzungen der staatlichen Transferleistungen sind für den Eintritt in Armut in allen Ländern außer den Vereinigten Staaten von größerer Bedeutung als Rückgänge bei den Kapitaleinkünften, während sinkende Erwerbseinkünfte in einer knappen Mehrheit der Länder von größerer Bedeutung sind als Kürzungen der Transferleistungen (aber nicht in Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Luxemburg, den Niederlanden, Österreich und dem Vereinigten Königreich).
- Ein großer Anteil (im Durchschnitt 30%) aller Eintritte in Armut entfällt auf keines der berücksichtigten Ereignisse, wobei der Anteil in Australien, Griechenland, Luxemburg und den Vereinigten Staaten noch höher ist.

Abbildung 6.5 **Ereignisse, die das Abgleiten in Armut auslösen**

Anteil der Personen, die beim Eintritt in Armut einem bestimmten Ereignis unterliegen



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422607373715

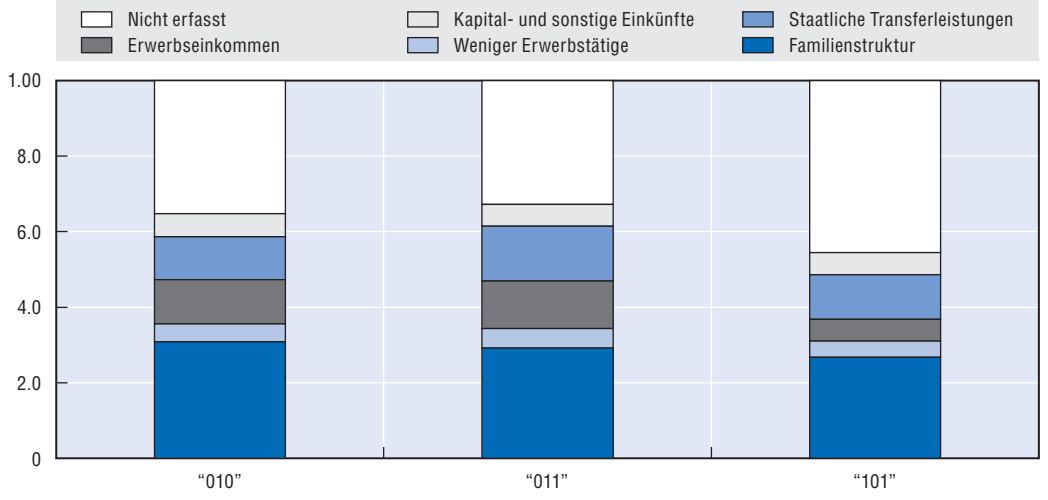
Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach dem Anteil der Personen dargestellt, die beim Eintritt in Armut einer Veränderung der Familienstruktur unterliegen. Den Schätzungen für „weniger Erwerbstätige" liegt die Teilstichprobe der Personen zu Grunde, die keine Veränderung der Familienstruktur aufweisen. Die Schätzungen, die sich auf die Einkommenskomponente beziehen (unter Erwerbseinkommen, staatlichen Transferleistungen und Kapitaleinkünften), die beim Eintritt in Armut den größten absoluten Rückgang verzeichnet, beruhen auf der Teilstichprobe der Personen, die keiner Veränderung der Familienstruktur und der Anzahl der Erwerbstätigen unterliegen. Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten beruhen auf dem SIPP.

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Die verschiedenen Ereignisse spielen für die einzelnen armen Bevölkerungsgruppen hinsichtlich des Eintritts in Armut jeweils eine unterschiedliche Rolle. Abbildung 6.6 zeigt – für den Durchschnitt der 17 untersuchten OECD-Länder – den Anteil an Eintritten in Armut bei Personen, die nur in einem Jahr unter Armut leiden (linker Balken), bei Personen, die in den letzten beiden der drei Jahre in Armut leben (mittlerer Balken) und bei Personen, die in zwei nicht aufeinanderfolgenden Jahren von Armut betroffen sind. Familiäre Ereignisse sind für diejenigen, die vorübergehend (ein Jahr) arm sind, im Allgemeinen von großer Bedeutung, von geringerer jedoch für Personen, die in zwei aufeinanderfolgenden Jahren in Armut verharren, bei denen sinkende Transfereinkommen für einen größeren Anteil von Eintritten in Armut verantwortlich sind. Ferner spielen familiäre und arbeitsmarktbezogene Ereignisse bei Personen, die in zwei nicht aufeinanderfolgenden Jahren (rechter Balken) unter Armut leiden, eine weniger große Rolle bei der Auslösung des Abgleitens in Armut als bei Personen, die nur in einem Jahr von Armut betroffen sind, wohingegen nicht erfassten Gründen eine größere Bedeutung zukommt. Diese Muster deuten darauf hin, dass die Verweildauer (d.h. die Anzahl von Jahren, in denen ein niedriges Einkommen erzielt wird) und die Anzahl der (unterbrochenen und ununterbrochenen) Phasen für das Verständnis der Armutsdynamik von Bedeutung sind.

Abbildung 6.6 **Ereignisse, die für verschiedene von Armut betroffene Personengruppen den Eintritt in Armut auslösen, OECD-Durchschnitt**

Anteil der Personen, die beim Eintritt in Armut einem bestimmten Ereignis unterliegen



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422608180210

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Einkommensmobilität und Persistenz der Armut

Die beobachteten Muster beim Armutseintritt und -austritt sowie die Anzahl der Armutsphasen sind für die Einkommensmobilität von Belang. Es handelt sich hier um ein wichtiges Politikanliegen, da Ausmaß und Merkmale der Armut in der Gesellschaft mit dem Grad der Einkommensmobilität in engem Zusammenhang stehen[18]. Höhere Immobilität am unteren Ende der Einkommensverteilung bedeutet ein höheres Risiko chronischer Armut, während dauerhafte Armut umgekehrt mit der Ungleichheit beim Lebenszeiteinkommen in Zusammenhang steht und Chancenungleichheit quasi „vorprogrammiert". In dieser Hinsicht kann höhere Einkommensmobilität zu einer gleichmäßigeren Verteilung bei den Lebenszeiteinkommen führen und auch die individuellen Aussichten auf ein berufliches Weiterkommen beeinflussen. Um diese Fragen zu untersuchen, wird in diesem Abschnitt betrachtet, wie Menschen sich vom ersten bis zum letzten Jahr des herangezogenen Dreijahreszeitraums zwischen den Einkommensquintilen bewegen.

Die Beziehung zwischen Einkommensmobilität und der Armutsdynamik zwischen zwei Jahren – t_1 und t_2 – kann anhand eines einfachen Beispiels veranschaulicht werden. Wenn die Einkommen in den beiden Jahren unverändert sind, bleiben auch die Einkommensverteilung und die Armutsquote gleich. Allerdings können einige Personen, die in t_1 von Armut betroffen waren, die Armut in t_2 überwunden haben und durch die gleiche Anzahl von Personen, die in t_2 in Armut abgeglitten sind, ersetzt worden sein[19]. Dies bedeutet, dass Einkommensmobilität selbst dann vorhanden sein kann, wenn statische Einkommensmessgrößen der Armut und der Ungleichheit unverändert sind. Höhere Einkommensmobilität verringert das Risiko, in zwei aufeinanderfolgenden Jahren in Armut zu leben, und bedeutet eine gleichmäßigere Verteilung des Einkommens und der Armut über das gesamte Leben. Mit anderen Worten sorgt eine höhere Einkommensmobilität dafür, dass Armut eher vorübergehender als dauerhafter Natur ist.

In Tabelle 6.5 ist der Grad der Mobilität in den einzelnen Quintilen der Verteilung des äquivalenzgewichteten (Haushalts-)Einkommens zwischen dem ersten und letzten Jahr des Dreijahreszeitraums im Durchschnitt der 17 betrachteten OECD-Länder dargestellt[20]. In diesem kurzen Zeitraum ist eine relativ hohe Einkommensmobilität gegeben, wobei lediglich etwa 40% der Stichprobe in den drei Jahren im selben Einkommensquintil bleiben. Die Einkommensmobilität fällt für Personen in dem untersten und obersten Quintil jedoch jeweils bedeutend geringer aus; fast 70% der Personen in diesen beiden Quintilen bleiben in dem gesamten Zeitraum in denselben Einkommensgruppen, und bei den meisten derjenigen, bei denen ein Wechsel stattfindet, erstreckt sich dieser auf ein, höchstens zwei Quintile (für länderspezifische Daten zu Übergangsmatrizen vgl. Tabelle 6.A1.2, verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838).*

Tabelle 6.5 **Übergangsmatrix zwischen Einkommensquintilen, OECD-Durchschnitt**

	Letztes Jahr				
	Q1	*Q2*	*Q3*	*Q4*	*Q5*
Erstes Jahr					
Q1	0.66	0.22	0.07	0.04	0.02
Q2	0.21	0.48	0.21	0.07	0.03
Q3	0.07	0.21	0.45	0.22	0.06
Q4	0.04	0.07	0.21	0.47	0.21
Q5	0.02	0.03	0.06	0.20	0.69

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422667887673

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Tabelle 6.6 zeigt weitere Daten über Mobilitätsmuster in den einzelnen Ländern. Der linke Teil verdeutlicht das Ausmaß der Einkommens-„Immobilität" in dem betrachteten Dreijahreszeitraum, d.h. den Anteil der Personen, die sich im Basis- und Schlussjahr in jedem Land im selben Einkommensquintil befinden. Es gibt in allen Ländern Hinweise auf Rigidität an den beiden Enden, wobei die Anteile der Personen, die jeweils im untersten und im obersten Quintil verbleiben, deutlich über denen liegen, die die anderen Quintile aufweisen. So beträgt beispielsweise der Anteil der Personen, die nach drei Jahren weiterhin im untersten Quintil verharren, in Finnland und Luxemburg über 70%, in Spanien jedoch unter 60%, während die Vereinigten Staaten ein Mobilitätsniveau aufweisen, das in etwa dem Durchschnitt der anderen Länder entspricht. Der rechte Teil der Tabelle 6.6 zeigt eine weitere Mobilitätskomponente, nämlich die Mobilität in die angrenzenden Quintile als Prozentsatz derjenigen, die sich im ersten Jahr in dem jeweiligen Quintil befinden. Im Durchschnitt bewegen sich rd. 21% der Personen in einem bestimmten Quintil in das nächste – ein Muster, das dem von längeren Zeiträumen entspricht (Yaqub, 2000).

Tabelle 6.6 beschreibt das Ausmaß der Einkommensmobilität für die gesamte verfügbare Stichprobe ohne besondere Betrachtung der Mobilität derjenigen, die im ersten Jahr unter Einkommensarmut leiden. Muster der Einkommensmobilität der Armen sind in Tabelle 6.7 dargestellt, in der Personen betrachtet werden, deren Einkommen im ersten Jahr unter der 50%-Schwelle liegt und im letzten Jahr entweder *a)* immer noch unter der 50%-Schwelle, *b)* zwischen 50% und 75% des

Tabelle 6.6 **Messgrößen der Einkommensmobilität und -immobilität in einem Dreijahreszeitraum**

Anteile der Personen in jedem Quintil im ersten Jahr

	Anteil der Personen, die im selben Quintil bleiben					Anteil der Personen, die in benachbarte Quintile wechseln			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Von Q1 zu Q2	Von Q2 zu Q3	Von Q3 zu Q4	Von Q4 zu Q5
Australien	62.5	46.7	40.0	43.5	61.1	21.5	23.5	23.8	24.8
Belgien	65.5	43.1	46.4	43.0	60.3	21.7	23.3	21.4	23.4
Dänemark	60.5	43.2	38.8	37.7	62.4	24.8	24.5	27.5	24.1
Deutschland	67.6	47.9	46.3	55.0	73.6	20.8	26.7	19.2	16.3
Finnland	71.9	58.1	51.3	49.3	71.0	16.8	13.7	20.8	20.6
Frankreich	67.6	50.5	45.7	50.9	73.7	21.7	20.8	23.5	18.9
Griechenland	64.9	43.4	40.4	47.6	69.1	22.6	23.6	21.1	21.2
Irland	66.5	41.1	39.9	36.8	62.7	24.7	20.6	25.7	30.4
Italien	66.9	52.4	45.6	49.7	70.2	17.6	15.9	20.6	18.6
Kanada	69.5	52.2	47.3	50.9	71.8	20.2	21.7	22.8	19.4
Luxemburg	72.4	54.2	52.5	50.7	71.6	19.2	18.7	20.4	22.5
Niederlande	62.6	48.4	46.4	50.6	72.6	22.9	21.0	22.6	19.5
Österreich	67.2	52.4	49.6	50.1	70.9	21.8	16.1	20.2	17.8
Portugal	68.2	48.6	47.8	55.2	75.8	22.9	23.7	16.3	16.2
Spanien	59.6	41.7	38.4	40.3	70.0	23.9	16.8	23.7	17.1
Ver. Königreich	62.5	44.9	40.9	45.0	65.9	22.4	21.2	23.2	20.4
Ver. Staaten	66.6	43.1	41.0	44.5	66.5	23.1	24.0	24.2	23.1
OECD17	*66.0*	*47.8*	*44.6*	*47.1*	*68.8*	*21.7*	*20.9*	*22.2*	*20.8*
Nachrichtlich:									
Ver. Staaten (PSID)	58.2	38.8	35.7	39.9	61.9	24.7	26.4	26.8	24.1

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422672221848

Anmerkung: Die Tabelle zeigt den Prozentsatz der Personen, die zwischen dem ersten und dem letzten Jahr eines Dreijahreszeitraums lediglich von einem Quintil in das benachbarte Quintil wechseln. Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

Medianeinkommens, *c)* zwischen 75% des Medianeinkommens und dem Medianeinkommen selbst oder *d)* oberhalb des Medianeinkommens liegt. Die Abbildung lässt erkennen, dass im Durchschnitt etwa 55% der im ersten Jahr von Einkommensarmut Betroffenen im letzten Jahr noch immer ein Einkommen von unter der Hälfte des Medianeinkommens beziehen, wobei der Anteil in Irland, Italien, Portugal und den Vereinigten Staaten höher ist (60% oder mehr). Im Durchschnitt verfügen nur 8% derjenigen, deren Einkommen im ersten Jahr weniger als 50% des Medianeinkommens beträgt, im letzten Jahr über ein Einkommen oberhalb des Medianeinkommens, aber dieser Anteil liegt in Belgien, den Niederlanden, Österreich und dem Vereinigten Königreich bei über 10%. Über die Hälfte derjenigen, deren Einkommen auf einen Wert oberhalb der 50%-Grenze steigt, weisen am Ende des Zeitraums ein Einkommen von zwischen 50% und 75% des Medianeinkommens auf, doch übersteigt dieser Anteil in Dänemark, Deutschland, Frankreich, Luxemburg und den Niederlanden 30%.

Schlussbetrachtungen

Längsschnittdaten über Einkommen bereichern unsere Beurteilung der Einkommensarmut. Insbesondere lassen die in diesem Kapitel präsentierten Daten eine Reihe von Mustern erkennen.

- Erstens ist Armut für einen großen Anteil von Personen eine vorübergehende Erfahrung, wobei lediglich rd. 5% der Personen über einen Dreijahreszeitraum hinweg dauerhaft von Armut betroffen sind. Dessen ungeachtet ist der Anteil an Menschen, für die ein niedriges Einkommen

Tabelle 6.7 **Anteil der im ersten Jahr von Einkommensarmut Betroffenen, die im letzten Beobachtungsjahr andere Einkommensniveaus erreicht haben**

	Personen mit einem Einkommen von weniger als 50% des Medianeinkommens im ersten Jahr mit Einkommensniveau im letzten Jahr:			
	Immer noch unter 50% des Median-einkommens	Zwischen 50% und 75% des Medianeinkommens	Zwischen 75% und 100% des Medianeinkommens	Über dem Median-einkommen
Australien	56.4	23.4	10.6	9.5
Belgien	51.9	28.3	7.6	12.2
Dänemark	44.1	37.3	12.1	6.4
Deutschland	46.2	34.3	13.2	6.3
Finnland	54.1	29.1	12.2	4.6
Frankreich	50.1	32.6	7.7	9.6
Griechenland	57.1	26.8	10.2	5.9
Irland	68.6	13.8	11.7	5.8
Italien	61.5	22.2	7.5	8.8
Kanada	61.1	24.8	7.1	7.0
Luxemburg	58.1	30.4	4.7	6.8
Niederlande	40.7	32.2	12.8	14.3
Österreich	47.8	29.3	11.3	11.6
Portugal	64.0	24.2	7.6	4.2
Spanien	49.6	27.7	12.6	10.1
Ver. Königreich	49.7	28.9	10.7	10.7
Ver. Staaten	63.1	23.9	7.7	5.3
OECD17	*54.4*	*27.8*	*9.8*	*8.2*
Nachrichtlich:				
Ver. Staaten (PSID)	60.6	26.5	6.9	6.0

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422672473034

Anmerkung: Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten basieren auf dem SIPP (die Schätzungen auf der Grundlage des PSID sind nur zu Informationszwecken angegeben).
Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Abbildung 6.1.

eine dauerhafte Erfahrung darstellt, durchaus nicht zu vernachlässigen, und der Anteil steigt mit der verwendeten Armutsschwelle. Im Ländervergleich bestehen ebenfalls erhebliche Unterschiede, die je nach betrachteter Armutskategorie ansteigen.

- Zweitens ergibt die Analyse der soziodemografischen Merkmale von Personen, die in dauerhafter, wiederkehrender oder vorübergehender Armut leben, dass ältere Menschen, Frauen und Erwerbslosenhaushalte ein höheres Risiko chronischer Armut aufweisen als andere Gruppen.
- Drittens ist die Armutsfluktuation hoch, wobei zwischen den einzelnen Ländern jedoch beträchtliche Unterschiede bestehen. Wiederholte Armutsphasen (was einen Wiedereintritt in Armut im betrachteten Zeitraum bedeutet) sind darüber hinaus weniger häufig als chronische Armut. In bedeutendem Maße spiegelt der Eintritt in Armut familien- und arbeitsplatzbezogene Ereignisse wider, aber der Anteil an nicht erfassten Ereignissen ist ebenfalls recht hoch. Unterschiede im Ländervergleich sind ebenfalls bedeutend, wobei familienbezogene Ereignisse in den europäischen Ländern etwas wichtiger sind und Einkommensrückgänge in den Vereinigten Staaten eine größere Rolle spielen.
- Viertens verdeutlicht die Analyse der Einkommensmobilität eine erhebliche Rigidität an den beiden Enden – d.h. der Anteil der Personen, die im untersten bzw. obersten Quintil der Verteilung verharren, liegt im Durchschnitt bei nahezu 70%, und lediglich ein geringer Anteil derjenigen, die unter Einkommensarmut leiden, wechselt in höhere Schichten der Verteilung.

Die Unterscheidung zwischen vorübergehenden und dauerhaften Armutsphasen sowie die soziodemografischen Merkmale der Personen in den verschiedenen Armutsgruppen sind für die Politik von Bedeutung. Viele der in jüngster Zeit durchgeführten Reformen haben auf die Beseiti-

gung der in Sozialhilfeprogrammen enthaltenen „Armutsfallen" abgezielt, und für ihren Erfolg werden üblicherweise Initiativen benötigt, die auf bestimmte Personengruppen zugeschnitten sind. Eine bessere Ermittlung der Merkmale dieser Zielgruppen bedingt bessere Erhebungen, die diese Personen im Zeitverlauf beobachten. Von ebenso großer Bedeutung ist jedoch die im Rahmen der Analyse in diesem Kapitel aufgedeckte Tatsache, dass von der Erfahrung eines niedrigen Einkommens ein großer Teil der Bevölkerung betroffen ist.

Anmerkungen

1. Die größten derartigen Probleme stellen Panelmortalität und Zensierung dar. Zur Panelmortalität kommt es, wenn Personen nicht an allen Erhebungsterminen zur Verfügung stehen. Da Panelmortalität in der Regel nicht zufällig auftritt, bedeutet dies, dass die Stichprobenschätzungen ohne entsprechende Korrektur Verzerrungen aufweisen. Zensierung kann entweder dann auftreten, wenn der Beginn der Armutsphase nicht beobachtet wurde (Linkszensierung), oder weil die Phase am Ende des Erhebungszeitraums noch andauerte (Rechtszensierung). Diese beiden Probleme sind besonders wichtig für die Schätzung der Verweildauer- bzw. Übergangsmodelle, die auf den jeweiligen Daten basieren (insbesondere für die Berechnung der durchschnittlichen Dauer von Armutsphasen). Während potenzielle Verzerrungen auf Grund dieser Selektionsprozesse bei der Analyse in diesem Kapitel nicht berücksichtigt werden, lässt sich aus den Ergebnissen nationaler Studien in der Regel der Schluss ziehen, dass Schätzungen aus einfachen Modellen sich nur geringfügig von denen unterscheiden, die mit komplexeren Modellen generiert werden (Cappellari und Jenkins, 2004).

2. Für die europäischen Länder beziehen sich die Daten auf 1999-2001, basierend auf dem Europäischen Haushaltspanel (ECHP), für Kanada auf 2002-2004, basierend auf Daten aus dem Survey of Labour and Income Dynamics (SLID), und für Australien auf 2002-2004, basierend auf Daten aus der Studie Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA). Für die Vereinigten Staaten stammen die Daten aus zwei verschiedenen Quellen: dem Survey of Income and Program Participation (SIPP) für die Jahre 2001-2003 und dem Panel Survey of Income Dynamics (PSID) für 1999, 2001 und 2003; die Schätzungen auf der Grundlage des PSID (der Quelle, die in früheren OECD-Analysen verwendet wurde) sind lediglich informationshalber angegeben, da die Personen bei diesem Panel im Zweijahresrhythmus befragt werden. Für Japan basieren die Daten auf dem Keio Household Panel Survey der Jahre 2005-2007. Armutsschätzungen für Japan beruhen auf dem Haushaltseinkommen *vor* Steuern und nach staatlichen Transferleistungen; auf Grund dieser unterschiedlichen Einkommensdefinition sind Schätzungen für Japan in den Abbildungen und Tabellen in diesem Kapitel als nachrichtliche Posten angegeben. Für Kanada, Australien und die Vereinigten Staaten (PSID) beruhen die Armutsschätzungen auf den Daten, die durch das Cross National Equivalent File (CNEF) verfügbar sind, vgl. Burkhauser et al. (1995, 2001).

3. Die Daten für die Haushaltseinkommen in der US-amerikanischen Erhebung SIPP werden „vor Steuern und Transferleistungen" zur Verfügung gestellt. Einkommenswerte „nach Steuern und Transferleistungen" werden durch Anwendung der Version 8 des im Internet verfügbaren TAXSIM-Modells des National Bureau of Economic Research auf die Bruttoeinkommensdaten aus dieser Erhebung gewonnen (vgl. *www.nber.org/~taxsim/taxsim-calc8/index.html* sowie Feenberg und Coutts, 1993).

4. In verschiedenen Studien wurde die Armutsdynamik in bestimmten Ländern anhand von ökonometrischen Modellen analysiert. Beispiele für Mehr-Zustands-Mehr-Episoden-Übergangsmodelle mit unbeobachteter Heterogenität finden sich bei Stevens (1999); Jenkins und Rigg (2001); Devicienti (2001a, 2001b); Hansen und Wahlberg (2004); Biewen (2006); sowie Fertig und Tamm (2007). Zu den Studien, die auf einer einzigen Austritts- und Wiedereintrittsphase basieren, zählen die von Oxley et. al. (2000) sowie Fouarge und Layte (2005). Vgl. auch Iceland (1997) und Jenkins (2007) sowie Duncan et al. (1984, 1993); Bane und Ellwood (1986); Stevens (1994, 1995 und 1999); sowie Burgess und Propper (1996, 1999).

5. Es wurden lediglich Personen berücksichtigt, die in allen drei Jahren der Stichprobe zur Verfügung standen.

6. Die Korrelation der Armutsquoten aus den beiden Datenquellen liegt bei etwa 0,9 für die Schwellen, die bei 60% und 50% des Medianeinkommens festgesetzt wurden. Die in Abbildung 6.1 dargestellten durchschnittlichen Armutsquoten liegen ebenfalls sehr nah bei denen, die aus der ganzen („unbalancierten") Stichprobe berechnet wurden.

7. Bei einer Schwelle von 40% des Medianeinkommens fällt die Armutsquote im OECD-Durchschnitt auf 5%, während sie bei einer Schwelle von 60% bei über 16% liegt. Bei dieser Messgröße wirkt sich die

jeweils verwendete Schwelle kaum auf die Länderrangfolge aus, d.h. Länder, die im Armutsranking auf der Grundlage einer Schwelle ganz oben stehen, verzeichnen auch auf Basis der anderen Schwellen hohe Werte.

8. Die in diesem Kapitel verwendeten Altersgruppen differieren leicht von den in Kapitel 2 und 5 verwendeten.

9. Die in diesem Kapitel vorgelegten Daten basieren zwar auf Stichproben im Umfang von mindestens 50 Beobachtungen, bei Ländern mit niedrigen Armutsquoten (z.B. Dänemark) können die entsprechenden Daten jedoch auf die Präsenz von Extremwerten hindeuten.

10. Eintritt in Armut wird anhand des Anteils der Personen an der Gesamtbevölkerung gemessen, die sich zum Zeitpunkt t-1 nicht in Armut befanden und zum Zeitpunkt t arm sind. Die Austrittsrate ist der Anteil der Personen, die zum Zeitpunkt t-1 in Armut lebten und zum Zeitpunkt t nicht mehr von Armut betroffen sind.

11. Die Korrelation zwischen der Armutseintrittsrate und der Armutsquote ist positiv und statistisch signifikant (wobei der Korrelationskoeffizient 0,89 beträgt), d.h. das Risiko des Armutseintritts ist in den Ländern höher, die auch eine höhere Armutsquote aufweisen.

12. In diesem Fall ist die Korrelation zwischen der Armutsaustrittsrate und der Armutsquote negativ und statistisch signifikant (wobei der Korrelationskoeffizient -0,74 beträgt). Daher ist die Wahrscheinlichkeit des Austritts aus Armut dort niedriger, wo die Armutsquote höher ist.

13. Dies liegt daran, dass Eintritte in Armut bei denjenigen, die im ersten Jahr als arm eingestuft werden, und Austritte bei Personen, die am Ende der Periode noch in Armut verharren, nicht beobachtet werden. Allgemeiner gesagt können Verzerrungen bei der Schätzung der Verweildauer in Armut auf Grund unzureichender Korrektur der Rechts- und Linkszensierung der Daten auftreten.

14. Allerdings stellen Fouarge und Layte (2005) fest: „Ob lange Armutsphasen schlechter sind als wiederkehrende kurze Phasen, hängt zum Großteil vom Aversionsgrad des Einzelnen gegenüber der Ungewissheit ab."

15. So werden beispielsweise die Auswirkungen arbeitsplatzbezogener Ereignisse auf den Eintritt in Armut gemessen, indem zunächst alle Haushalte erfasst werden, bei denen eine Veränderung der Familienstruktur erfolgt, und anschließend die Rolle arbeitsplatzbezogener Ereignisse lediglich für die Teilstichprobe der Haushalte mit stabilen Strukturen berechnet wird.

16. Diese Variable wurde in OECD (2001) verwendet, um den Effekt von Einkommensverlusten auf Grund des Wechsels in einen geringer vergüteten Arbeitsplatz oder einer Kürzung von Beihilfen bzw. des Rückgangs von Kapitaleinkünften zu erfassen.

17. Dies kann jedoch einfach die besondere Reihenfolge widerspiegeln, in der die Ereignisse berücksichtigt werden (d.h. wenn ein Rückgang in der Anzahl der Erwerbstätigen mit einem Auseinanderbrechen der Familie in Zusammenhang steht, wird dieser Effekt bei dem hier verwendeten Ansatz Veränderungen der Familienstruktur zugeordnet; dasselbe gilt, wenn eine Kürzung staatlicher Leistungen auf Grund einer Änderung des Familienstands erfolgt). Wie in OECD (2001) festgestellt, verringert dieses Verfahren die Bedeutung von Veränderungen der Anzahl der Erwerbstätigen im Verhältnis zu familiären Ereignissen sowie von Einkommensrückgängen im Verhältnis zu Veränderungen der Anzahl der Erwerbstätigen.

18. Obwohl Einkommensmobilität selbst dann existieren kann, wenn zwischen zwei Zeitpunkten nur geringe Veränderungen in der Einkommensverteilung beobachtet werden, bedeutet Stabilität auf Makroebene nicht unbedingt zugleich Stabilität auf Personenebene.

19. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Einkommen zu den Zeitpunkten t_1 und t_2 ist nur dann gleich eins, wenn das Einkommen jedes Einzelnen sich in den beiden Zeiträumen nicht verändert hat. Wenn die Einkommen einiger Personen hingegen in solchem Maße gestiegen sind, dass sie nicht mehr unter Armut leiden, und diese durch genau dieselbe Anzahl von Personen ersetzt werden, deren Einkommen zurückgehen, so dass sie in Armut eintreten, beträgt der Korrelationskoeffizient weniger als eins. Vgl. Glewwe (2005 und 2007).

20. Matrizen für die Mobilität in allen Ländern finden sich im Anhang.

Literaturverzeichnis

Atkinson, T. (1983), *The Economics of Inequality*, 2. Auflage, Clarendon Press, Oxford.

Bane, M.J. und D. Ellwood (1986), "Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells", *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1.

Bartfeld, J. (1998), "Child Support and the Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children", Institute for Research on Poverty*, Discussion Paper*, No. 1182-1198, University of Wisconsin.

Bianchi, S.M., L. Subaiya und J.R. Kahn (1999), "The Gender Gap in the Economic Well-Being of Nonresident Fathers and Custodial Mothers", *Demography*, Vol. 36, No. 2.

Biewen, M. (2006), "Who Are the Chronic Poor? An Econometric Analysis of Chronic Poverty in Germany", Research on Economic Inequality, Vol. 13.

Burgess, S. und C. Propper (1996), "Poverty Dynamics among Young Americans", Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 1362, London.

Burgess, S. und C. Propper (1999), "An Economic Model of Household Income Dynamics, With an Application to Poverty Dynamics Among American Women", University of Bristol, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 1830, London.

Burkhauser, R.V., B.A. Butrica und M.C. Daly (1995), "The Syracuse University PSID, GSOEP Equivalent Data File: A Product of Cross-National Research", All-University Gerontology Center, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs, Syracuse University, Vereinigte Staaten.

Burkhauser, R.V., B.A. Butrica, M.C. Daly und D.R. Lillard (2001), "The Cross-National Equivalent File: A Product of Cross-National Research", in I. Becker, N. Ott und G. Rolf (Hrsg.), *Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft*, Campus Verlag, Frankfurt.

Burniaux, J.M., F. Pedrini und N. Brandt (2006), "Labour Market Performance, Income Inequality and Poverty in OECD Countries", *OECD Economic Department Working Paper,* No. 500, OECD, Paris.

Cappellari, L. und S.P. Jenkins (2004), "Modelling Low Pay Transition Probabilities: Accounting for Panel Attrition, Non-Response and Initial Conditions", Institute for Social & Economic Research, *ISER Working Paper*, No. 2004-2008, University of Essex.

Devicienti, F. (2001a), "Poverty Persistence In Britain: A Multivariate Analysis Using The BHPS, 1991-1997", in P. Moyes, C. Seidl und A.F. Shorrocks (Hrsg.), "Inequalities: Theory, Measurement and Applications", *Journal of Economics*, Suppl. No. 9.

Devicienti, F. (2001b), "Estimating Poverty Persistence in Britain", LABORatorio R. Revelli, *Working Paper Series*, No. 1, Turin.

Di Prete, T.A. und A. McManus (2000), "Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany", *American Sociological Review*, Vol. 65.

Dubois, C. und B. Jeandidier (2000), "Dans quelle mesure les événements d'emploi et les événements familiaux peuvent-ils expliquer les transitions individuelles de pauvreté?", in Bertrand et al. (Hrsg.), *Trajectoires d'emploi et conditions d'existence des individus*, Céreq, Séminaires, No. 148, Marseille.

Duncan, G.J., R.D. Coe und M.S. Hill (1984), "The Dynamics of Poverty", in G.J. Duncan, R.D. Coe, M.E. Corcoran, M.S. Hill, S.D. Hoffman und J.N. Morgan (Hrsg.), *Years of Poverty, Years of Plenty: The Changing Economic Fortunes of American Workers and Families*, Institute for Social Research, University of Michigan, Ann Arbor, Vereinigte Staaten.

Duncan, G., B. Gustafsson, R. Hauser, G. Schmauss, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan und J.-C. Ray (1993), "Poverty Dynamics in Eight Countries", *Journal of Population Economics*, Vol. 6.

Dynan, K.E., D.W. Elmendorf, D.E. Sichel (2007), "The Evolution of Household Income Volatility", Federal Reserve Board und Brookings Institution, Entwurf, Juni.

Feenberg, D.R. und E. Coutts (1993), "An Introduction to the TAXSIM Model", *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 12, No. 1.

Fertig, M. und M. Tamm (2007), "Always Poor or Never Poor and Nothing in Between? Duration of Child Poverty in Germany", *Working Paper*, No. 59, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, Spanien.

Finnie, R. (2000), "Low Income (Poverty) Dynamics in Canada: Entry, Exit, Spell Durations, and Total Time", Applied Research Branch Strategic Policy Human Resources Development Canada, *Working Paper*, No. W-00-7E.

Fouarge, D. und R. Layte (2003), "Duration of Poverty Spells in Europe", *EPAG Working Paper*, No. 2003-2047, University of Essex, Colchester, Vereinigtes Königreich.

Fouarge, D. und R. Layte (2005), "Welfare Regimes and Poverty Dynamics: The Duration and Recurrence of Poverty Spells in Europe", *Journal of Social Policy*, Vol. 34, No. 3.

Glewwe, P. (2005), "How Much of Observed Economic Mobility Is Measurement Error? A Method to Remove Measurement Error, with an Application to Vietnam", unveröffentlichtes Dokument, Department of Applied Economics, University of Minnesota, Vereinigte Staaten.

Glewwe, P. (2007), "Measurement Error Bias in Estimates of Income and Income Growth among the Poor: Analytical Results and a Correction Formula", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 56.

Hansen, J. und R. Wahlberg (2004), "Poverty Persistence in Sweden", *IZA Discussion Paper*, No. 1209, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn.

Iceland, J. (1997), "The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-Censoring", *Research Report*, No. 97-378, Population Studies Center, University of Michigan, Ann Arbor.

Jarvis, S. und S.P. Jenkins (1999), "Marital Splits and Income Changes: Evidence from the British Household Panel Survey", *Population Studies*, Vol. 53.

Jeandidier, B., C. Bourreau-Dubois und F. Berger (2002), "Poverty Dynamics in Europe: An Approach in Terms of Work and/or Family-Related Events", Working Paper du réseau européen COST A15 Reforming Social Protection Systems in Europe, Urbino.

Jenkins, S.P. (2000), "Modelling Household Income Dynamics", *Journal of Population Economics*, Vol. 13, No. 4, Springer.

Jenkins, S.P. (2007), "Approach to Modelling Poverty Dynamics", Arbeitsdokument für die Arbeitstagung "Dynamic Analysis using Panel Data: Applications to Poverty and Social Exclusion", Turin, 25. Juni.

Jenkins, S.P. und C. Schluter (2003), "Why Are Child Poverty Rates Higher in Britain than in Germany? A Longitudinal Perspective", *Journal of Human Resources*, Vol. 38, No. 2.

Jenkins, S.P., J. Rigg und F. Devicienti (2001), "The Dynamics of Poverty in Britain", Department for Work and Pensions, *Research Report*, No. 157, London.

McKernan, S.-M. und C. Ratcliffe (2005), "Events that Trigger Poverty Entries and Exits", *Social Science Quarterly*, Vol. 86, No. 5.

Muffels, R., D. Fouarge und R. Dekker (1999), "Longitudinal Poverty and Income Inequality. A Comparative Panel Study for the Netherlands, Germany and the UK", *EPAG Working Paper Series*, No. 1, University of Essex.

OECD (1998), "Niedrigeinkommensdynamik in vier OECD-Ländern", *OECD-Wirtschaftsausblick 64*, Kapitel VI, Paris.

OECD (2001), "Wenn Geld knapp ist: Armutsdynamik in den OECD-Ländern", *Kapitel 2 im Beschäftigungsausblick*, Paris.

OECD (2006), *Gesellschaft auf einen Blick – OECD-Sozialindikatoren 2006,* Paris.

Oxley, H., P. Antolín und T.-T. Dang (2000), "Poverty Dynamics in Six OECD Countries", *OECD Economic Studies*, No. 30, OECD, Paris.

Stevens, A. Huff (1994), "The Dynamics of Poverty Spells: Updating Bane and Ellwood", *American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 84, No. 2.

Stevens, A. Huff (1995), "Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells", *NBER Working Paper,* No 5390, National Bureau of Economic Research, Inc., Cambridge, Massachusetts.

Stevens, A. Huff (1999), "Climbing Out of Poverty, Falling Back In: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells", *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 3.

Valletta, R.G. (2006), "The Ins and Outs of Poverty in Advanced Economics: Government Policies and Poverty Dynamics in Canada, Germany, Great Britain and the United States", *Review of Income and Wealth*, Vol. 52, No. 2.

Yaqub, S. (2000), "Intertemporal Welfare Dynamics", Hintergrunddokument für den Bericht über die menschliche Entwicklung 2001 (UNDP), Brighton.

TEIL III

Kapitel 7

Nichteinkommensbezogene Armut: Was können wir aus Indikatoren der materiellen Deprivation lernen?*

Nach einer Messgröße, die Daten zur Häufigkeit verschiedener Formen der Entbehrung zusammenfasst, ist die nichteinkommensbezogene Armut in Ländern mit niedrigerem Pro-Kopf-Einkommen und einer höheren relativen Armutsquote stärker ausgeprägt. Die Wahrscheinlichkeit, unter materieller Deprivation zu leiden, nimmt mit steigendem Einkommen und Alter konstant ab. Während ein großer Teil der in einem gegebenen Jahr von Einkommensarmut Betroffenen nicht unter materieller Entbehrung leidet, ist umgekehrt ein großer Teil der Bevölkerung von Einkommensschwäche oder materieller Deprivation betroffen.

* Dieses Kapitel wurde von Romina Boarini, OECD-Hauptabteilung Wirtschaft, und Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, verfasst. Der besondere Dank der Autoren gilt Marton Medgyesi (TARKI, Ungarn), Aya Abe (National Institute of Population and Social Security Research, Tokyo), Aderonke Osikominu (Universität Freiburg) und Mark Pearson (OECD), die Berechnungen auf der Grundlage individueller Daten für die EU-Länder, Japan, die Vereinigten Staaten bzw. Australien bereitgestellt haben.

Einführung

Anhand der Einkommen lässt sich nur partiell messen, über welche wirtschaftlichen Ressourcen die Bevölkerung verfügt und inwieweit es ihr mit diesen Ressourcen gelingt, ihren Grundbedarf zu decken. Manche Personen, die nur ein geringes Einkommen beziehen, können in den Genuss von Sachleistungen von staatlichen Stellen oder Verwandten kommen oder verfügen über Ersparnisse oder Kredite, so dass sie sich trotzdem einen akzeptablen Lebensstandard leisten können. Umgekehrt ist es möglich, dass selbst Personen, deren Einkommen nach konventionellen Messgrößen über der Armutsgrenze liegt, nicht über ausreichende Ressourcen verfügen, weil sie auf Grund von Krankheit oder Behinderung besondere Bedürfnisse haben oder weil sie hohe arbeitsbezogene Ausgaben tragen müssen, z.B. für Kinderbetreuung. Weil solche Bedürfnisse mit herkömmlichen Einkommensmaßen nicht erfasst werden können, ist es in der Forschung seit langem üblich, stattdessen direkte Messgrößen des Zugangs der privaten Haushalte zu Gütern und Annehmlichkeiten zu untersuchen, die für einen angemessenen Lebensstandard im jeweiligen Land als notwendig angesehen werden.

In diesem Kapitel wird dargelegt, welche Informationen in einer vergleichenden Perspektive aus Maßen der materiellen Deprivation gewonnen werden können. Nach einer Beschreibung der Grundlagen des Konzepts der materiellen Deprivation werden im folgenden Abschnitt Daten zum Umfang und zu den Merkmalen der materiellen Deprivation unter Verwendung zweier verschiedener Ansätze geliefert. Der erste Ansatz stützt sich auf Maße der *durchschnittlichen* Prävalenz eines breiten Spektrums von Deprivationsmerkmalen in den OECD-Ländern, wobei aus dem einfachen Durchschnitt dieser verschiedenen Merkmale bzw. Items summarische Indikatoren abgeleitet werden. Mit diesem Ansatz ist es möglich, ein breites Spektrum von Faktoren und Ländern abzudecken, dabei muss jedoch auf Umfragewerte zurückgegriffen werden, die zwischen den Ländern nicht immer genau vergleichbar sind (und teilweise auch nicht vorliegen). Der zweite Ansatz gründet sich auf Maße des Umfangs der Deprivation, unter der *einzelne* Personen oder Haushalte bei Berücksichtigung einer begrenzteren Zahl von Items leiden. Summarische Indikatoren werden hier abgeleitet, indem untersucht wird, wie viele Personen mehrere Deprivationsmerkmale gleichzeitig aufweisen. Im letzten Abschnitt werden die wichtigsten dabei zu Tage tretenden Muster zusammengefasst und Schlussfolgerungen für die Politik gezogen.

Materielle Deprivation als ein Ansatz zur Armutsmessung

Armut ist ein komplexes Phänomen, und verschiedene Messgrößen ermöglichen es, ihren Umfang und ihre Entwicklung unter verschiedenen Gesichtspunkten zu untersuchen[1]. Auch wenn eine Vielzahl alternativer Messgrößen entwickelt wurden, gründen sich alle dabei verwendeten Ansätze doch auf die Festlegung *a)* eines Schwellenwerts, der den armen vom nichtarmen Teil der Bevölkerung trennt, sowie *b)* eines Index, der ausdrückt, wie weit die einzelnen Armen jeweils unter diesem Schwellenwert liegen. Die verschiedenen Maße unterscheiden sich allerdings in zwei Punkten:

- Anlegung eines „monetären“ oder „nichtmonetären“ Maßstabs,
- Messung von „Inputs“ (d.h. indirekten Armutsgrößen) oder „Outputs“ bzw. Ergebnissen (d.h. direkten Größen).

Die meisten Armutsmaße, einschließlich jener, die in diesem Bericht bisher untersucht wurden, sind „monetär“ und „inputbezogen“, wobei es sich bei den Inputs um die Ressourcen handelt, die zur Sicherung des Wohlergehens notwendig sind. Einkommensmaße fallen unter diese Kategorie und lassen sich danach unterscheiden, ob sie sich auf „absolute“ oder „relative“ Schwellenwerte beziehen[2]. Ein ergänzender Ansatz besteht in der Messung der „Armutsergebnisse“, bei der das

Augenmerk auf die effektiven Lebensbedingungen der Menschen gerichtet wird, anstatt auf die erforderlichen Mittel zur Erzielung dieser Lebensbedingungen. Die Armutsergebnisse drücken sich im Allgemeinen im Wohlergehen oder im Lebensstandard aus und können anhand monetärer Maßstäbe – wie Messgrößen, die sich daran orientieren, ob die tatsächlichen Haushaltsausgaben unter einem bestimmten Mindestniveau liegen – oder anhand nichtmonetärer Maßstäbe gemessen werden. Messgrößen der materiellen Deprivation fallen unter diese zweite Kategorie, d.h. sie sind „nichtmonetäre" und „ergebnisbezogene" Armutsmaße.

Das Interesse an der Messung der materiellen Deprivation (in der US-Fachliteratur mit dem Begriff „hardship" bezeichnet) geht zu einem großen Teil auf die Arbeiten von Townsend (1979) zurück, der das Konzept der Entbehrung mit dem weiter gefassten Gedanken der „Unfähigkeit zur Erzielung eines annehmbaren Lebensstandards" verknüpfte. In der Folge legten andere Wissenschaftler die Betonung stärker auf das Konzept der „Scham" und der „Unfähigkeit, ein menschenwürdiges Leben zu führen" (Sen, 1983). Heute wird materielle Deprivation von den meisten Autoren definiert als „Ausgeschlossensein von den in der Gesellschaft als Mindeststandard geltenden Lebensbedingungen auf Grund mangelnder Ressourcen" (Callan et al., 1993; Nolan und Whelan, 1996; Kangas und Ritakallio, 1998; Layte et al., 2001; Whelan et al., 2002; sowie Perry, 2002) oder als „Mangel an Gütern, die von der Gesellschaft als notwendig erachtet werden" (Bradshaw und Finch, 2003; Nolan und Whelan, 1996). Bei all diesen Definitionen ist die Trennlinie zwischen dem, was als „angemessen" bzw. „annehmbar" gilt und was nicht, in den verschiedenen Ländern sowie im Zeitverlauf anders angesetzt. Folglich beinhalten Maße der materiellen Deprivation zumindest theoretisch die Bezugnahme auf einen „relativen" Schwellenwert. In der Praxis verhält es sich so, dass Veränderungen des Niveaus der materiellen Deprivation, wenn die zu seiner Messung angewandten Merkmale erst einmal definiert sind, im Zeitverlauf in Veränderungen des absoluten Lebensstandards der Bevölkerung zum Ausdruck kommen. Der Haushalt bleibt in all diesen Definitionen – wie bei den einkommensbezogenen Maßen – die Grundeinheit, in der die Ressourcen zur Deckung der Bedürfnisse der Haushaltsmitglieder zusammengelegt werden.

Diese Definitionen der materiellen Deprivation decken sich mit einer Reihe von Messmethoden, und ein großer Teil der späteren Arbeiten zielte auf eine Neudefinition empirischer Größen der Entbehrung ab. Diese Arbeiten richteten das Augenmerk auf eine Reihe von Fragen:

- *Wie kann zwischen Präferenzen und Notwendigkeiten unterschieden werden?* Gegen die Verwendung von Maßen der materiellen Deprivation kann u.a. eingewandt werden, dass bei ihrer Erfassung nicht unterschieden werden kann, ob das Nichtvorhandensein eines bestimmten Guts (oder einer bestimmten Aktivität) auf eine freie Entscheidung oder auf eine finanzielle Notlage zurückzuführen ist (Piachaud, 1981). Verfügt ein Haushalt z.B. nicht über einen Fernseher, kann der Grund dafür ebenso Unzufriedenheit mit der Qualität der Fernsehprogramme wie Geldmangel sein. Heute wird bei der Formulierung der meisten Umfragen zur materiellen Deprivation versucht, zwischen Präferenzen und Notwendigkeiten zu unterscheiden, andere Aspekte im Zusammenhang mit der Art der Entbehrung (z.B. in Bezug auf die Qualität der vorhandenen Güter) werden allerdings nicht hinreichend erfasst.
- *Welche Merkmale der Deprivation sollten betrachtet werden?* Eine zweite Frage betrifft die Willkürlichkeit der Auswahl der in frühen Untersuchungen der materiellen Deprivation verwendeten Merkmale. In der Regel gründete sich diese Auswahl auf das Urteil von Fachleuten darüber, was für einen annehmbaren Lebensstandard notwendig ist, bzw. orientierte sich in den meisten Fällen daran, zu welchen Merkmalen gerade Daten zur Verfügung standen. Die Meinungen darüber, welche Items in einer solchen Liste erscheinen sollten, können allerdings auseinandergehen. Einen strukturierteren Ansatz verfolgten für das Vereinigte Königreich erstmals Mack und Lansley (1985), die den willkürlichen Charakter der Auswahl verringern wollten, indem sie eine repräsentative Stichprobe von Personen fragten, welche Güter sie als „gesellschaftliche Notwendigkeit" betrachteten.
- *Wie sollen die verschiedenen Merkmale gewichtet werden?* Darüber hinaus wurde darauf hingewiesen, dass es wichtig sei, der unterschiedlichen Bedeutung verschiedener Formen der Entbehrung Rechnung zu tragen (Gordon et al., 2000). Die meisten empirischen Untersuchungen beruhten in der Tat auf einfachen „Ja/Nein-Fragen", mit denen gemessen wurde, ob

die Befragten über bestimmte Güter verfügten oder nicht. Damit wurde jedem Deprivationsmerkmal indirekt dasselbe Gewicht beigemessen, was nicht unbedingt sinnvoll ist. Schließlich dürfte es wichtiger sein, genügend zu essen zu haben, als einen Fernseher zu besitzen. Desai und Shah (1988) wählten einen anderen Ansatz, indem sie zunächst die aus „Ja/Nein-Fragen" abgeleiteten Werte durch eine kontinuierliche Skala der Deprivation ersetzten (die den Abstand der Befragten vom Modalwert in der Verteilung eines bestimmten Guts misst) und dann eine Gewichtung anwandten, die widerspiegelte, wie weitverbreitet der Zugang zu verschiedenen Gütern in der Gesamtbevölkerung ist. Dieser Ansatz zur Gewichtung der verschiedenen Merkmale (bei dem Gütern, über die ein größerer Teil der Bevölkerung verfügt, auch ein größeres Gewicht beigemessen wird) hat sich zunehmend durchgesetzt.

In früheren Studien konnte eine Reihe konsistenter Muster identifiziert werden, die in Kasten 7.1 beschrieben sind. Eine ausführlichere Beschreibung der Ergebnisse früherer Forschungsarbeiten findet sich bei Boarini und Mira d'Ercole (2006).

Kasten 7.1 **Wichtigste Ergebnisse früherer empirischer Untersuchungen der materiellen Deprivation**

In empirischen Untersuchungen der materiellen Deprivation konnte eine Reihe konsistenter Muster identifiziert werden:

- In der Regel ist ein Teil der Befragten laut eigenen Angaben gleichzeitig von mehreren Formen der Entbehrung betroffen.
- Einkommensschwache Personen leiden mit größerer Wahrscheinlichkeit unter materieller Entbehrung, und die von materieller Deprivation Betroffenen gehören mit größter Wahrscheinlichkeit zur Gruppe der Einkommensschwachen. Dennoch ist die Korrelation zwischen Einkommensarmut und materieller Deprivation nicht sehr stark (d.h. nur ein Drittel bis zur Hälfte der Einkommensschwachen leiden auch unter materieller Entbehrung und umgekehrt); in den meisten Untersuchungen wurden Korrelationskoeffizienten von 0,33-0,54 ermittelt (Perry, 2002).
- Die Überschneidungen zwischen Einkommensarmut und materieller Deprivation nehmen zu, wenn die Einkommensschwelle höher angesetzt wird (für die Vereinigten Staaten sind die diesbezüglichen Ergebnisse jedoch uneinheitlich) und wenn die Entbehrung über einen längeren Zeitraum gemessen wird. Die Überschneidungen zwischen Einkommensarmut und materieller Deprivation erhöhen sich auch, wenn Messgrößen verwendet werden, die Personen im Zeitverlauf beobachten.
- Multivariate Untersuchungen, in denen verschiedene Kontrollvariablen eingesetzt werden, legen den Schluss nahe, dass die Wahrscheinlichkeit der materiellen Deprivation höher ist für: junge Menschen, Arbeitslose oder Personen mit schwacher Arbeitsmarktbindung, Personen mit geringem Bildungsniveau, Alleinstehende oder Alleinerziehende, Behinderte, Migranten und Empfänger von Transferleistungen.
- Die Beobachtung von Personen im Zeitverlauf zeigt, dass der Großteil derer, die laut eigenen Angaben unter materieller Entbehrung leiden, diesen Zustand über längere Zeiträume erlebt. Dies bedeutet, dass Maße der materiellen Deprivation eine nützliche Ergänzung zu Armutsmaßen sein können, wenn keine Längsschnittdaten zum Einkommen vorliegen.
- Die materielle Deprivation ist stärker auf eine Minderheit der Bevölkerung konzentriert und erstreckt sich in der Regel in den Ländern über längere Zeiträume, in denen sie häufiger auftritt*.

* Im Durchschnitt waren rd. 17% der Bevölkerung von 14 EU-Ländern in den vier Jahren bis 1997 laut eigenen Angaben von materieller Deprivation betroffen. Die Zahl der Personen, die in diesem Zeitraum mindestens einmal materielle Deprivation erlebten, ist im Durchschnitt 50% höher als die Zahl derer, die laut eigenen Angaben während des gesamten Zeitraums unter materieller Entbehrung litten. Darüber hinaus befanden sich rd. 70% derer, die für diesen Vierjahreszeitraum von materieller Deprivation berichteten, dauerhaft in diesem Zustand, womit dieser Anteil wesentlich höher ist als der entsprechende Anteil der von Einkommensarmut Betroffenen (Eurostat, 2002).

Da die materielle Entbehrung viele verschiedene Formen annehmen kann, muss ein Rahmen für ihre Beschreibung festgelegt werden. Die Formen der Deprivation können sich selbst in Ländern mit vergleichbarem Entwicklungsstand unterscheiden – je nach den geltenden kulturellen Werten, der Verbreitung verschiedener Konsumgüter in der Gesellschaft oder den Merkmalen des sozialen Sicherungssystems –, und sie können sich auch im Zeitverlauf verändern: Was einer Generation noch als Luxus galt, kann in der nächsten Generation zu einem Gut des allgemeinen Komforts und in der übernächsten schon zu einer Notwendigkeit werden. Nach einer einfachen Einteilung kann zwischen verschiedenen Formen der materiellen Deprivation unterschieden werden, die sich an folgenden Lebensstandardmerkmalen messen lassen:

- *Fähigkeit zur Deckung des Grundbedarfs*, d.h. zur Beschaffung von Gütern, die für das materielle Überleben notwendig sind (z.B. Nahrung, Kleidung und Heizung im Winter).
- *Finanzierung grundlegender Freizeit- und Sozialaktivitäten,* d.h. von Gütern, die zwar nicht lebensnotwendig, aber äußerst wichtig sind, um einen annehmbaren Lebensstandard zu genießen (wie z.B. mindestens eine Woche pro Jahr in den Urlaub fahren oder gelegentlich Freunde oder Verwandte zum Essen oder Trinken einladen).
- *Besitz bestimmter Gebrauchsgüter,* wie z.B. für Alltagsaktivitäten unerlässliche Güter (beispielsweise ein Telefon) oder Geräte, die die Hausarbeit und ähnliche Tätigkeiten erheblich erleichtern (z.B. ein Mikrowellenherd).
- *Wohnbedingungen:* Physische Merkmale der Wohnung (z.B. Stromanschluss, Wasserversorgung, Innentoilette mit Wasserspülung, Zustand der Wohnung) sowie Merkmale des Wohnumfelds (z.B. Lärmbelastung oder Luftverschmutzung in Innenräumen).
- *Beurteilung der eigenen Lebensbedingungen* der Haushalte in Bezug auf ihre finanzielle Belastung und ihre Fähigkeit, mit dem Geld über die Runden zu kommen, einschließlich der subjektiven Frage, ob sie sich selbst als „arm“ betrachten oder nicht.
- *Merkmale des sozialen Umfelds:* Merkmale der Wohngegend (z.B. Gefährdung durch bestimmte Risiken, Angst vor Kriminalität, Angebot an öffentlichen Einrichtungen wie Schulen und Krankenhäusern) und der sozialen Netzwerke der Betroffenen (z.B. die Möglichkeit, im Notfall auf die Hilfe anderer zählen zu können)[3].

Aus dieser Typologie lässt sich ein Schema ableiten, das im nächsten Abschnitt zur Zusammenfassung der vorliegenden Evidenz über die materielle Deprivation in OECD-Ländern verwendet wird. Allerdings sind nicht alle oben genannten Merkmale gleichermaßen wichtig, wobei hinzu kommt, dass zu einigen nur wenige Daten vorliegen. Maße des subjektiven Armutsempfindens und Indikatoren des Wohnumfelds sind in der unten stehenden Beschreibung daher nicht berücksichtigt.

Merkmale der materiellen Deprivation in vergleichender Perspektive

Das größte Problem bei internationalen Vergleichen ist die Verfügbarkeit der Daten: Es gibt derzeit keine Erhebung mit einem einheitlichen Katalog von Fragen zur materiellen Deprivation, die in einer ausreichend großen Zahl von OECD-Ländern durchgeführt würde, obwohl für die EU-Länder inzwischen eine gemeinsame Erhebung vorliegt (Statistik der Europäischen Union über Einkommen und Lebensbedingungen – EU-SILC). Folglich muss bei jeder vergleichenden Untersuchung der materiellen Deprivation in verschiedenen OECD-Ländern eine Reihe von Merkmalen festgelegt werden, deren Vergleich *weniger* willkürlich ist. In diesem Abschnitt werden zwei verschiedene Ansätze gewählt, um internationale Vergleiche anzustellen. Der erste beschreibt die Häufigkeit materieller Entbehrung in den einzelnen Ländern unter Bezugnahme auf eine große Zahl von Merkmalen, wobei aus dem *Durchschnitt* der Werte für die einzelnen Merkmale summarische Messgrößen für die verschiedenen Länder abgeleitet werden. Beim zweiten Ansatz wird die Aufmerksamkeit auf eine begrenztere Zahl von Merkmalen und Ländern gerichtet und die Reihenfolge der Aggregierung umgekehrt, d.h. zur Ableitung von summarischen Messgrößen wird zunächst untersucht, inwieweit die einzelnen Befragten einem Mangel an bestimmten Lebensstandardmerkmalen ausgesetzt sind, und dann, für wie viele Personen dies jeweils der Fall ist.

Häufigkeit materieller Deprivation anhand aggregierter Daten

In Tabelle 7.1 sind Informationen zur Häufigkeit verschiedener Merkmale der Entbehrung aus den sechs großen oben genannten Kategorien auf Haushaltsebene zusammengefasst. Die gelieferten Informationen beschränken sich auf ein paar Items aus jeder Kategorie; Informationen zu einem breiteren Spektrum von Items können Boarini et al. (2006) entnommen werden (die fraglichen Informationen liegen nicht immer für alle Länder vor). Dabei treten einige allgemeine Muster zu Tage:

- ***Grundbedarf.*** In den in Tabelle 7.1 aufgeführten OECD-Ländern war es Anfang der 2000er Jahre rd. 10% der Haushalte nicht möglich, ihren Grundbedarf zu decken, d.h. beispielsweise ihre Wohnung ausreichend zu heizen, gesund zu essen oder uneingeschränkt Zugang zu Gesundheitsversorgung zu erlangen. Der Anteil dieser Haushalte ist in der Mehrzahl der süd- und osteuropäischen Länder im Allgemeinen höher (insbesondere was Heizung und Kleidung anbelangt). Im Fall eines hohen Niveaus der Entbehrung bei einem dieser Items ist in der Regel auch ein hohes Deprivationsniveau bei anderen Indikatoren festzustellen[4]. Der einfache OECD-Durchschnitt des Anteils der Haushalte, die Schwierigkeiten bei der Deckung ihres Grundbedarfs haben, beträgt 11% (bzw. 10% bei stärkerer Gewichtung von Items, über die nur ein kleiner Anteil der Bevölkerung nicht verfügt, Tabelle 3 in Boarini et al., 2006), wobei die Werte von 5% oder weniger in Frankreich, Irland, Luxemburg, den Niederlanden, Schweden und dem Vereinigten Königreich bis zu 20% oder mehr in Griechenland, Ungarn, Polen, Portugal, der Slowakischen Republik und der Türkei reichen.

- ***Grundlegende Freizeitaktivitäten.*** Im Durchschnitt der OECD-Länder war es etwa einem Drittel der Haushalte nicht möglich, in den 12 Monaten vor der Befragung mindestens eine Woche in den Urlaub zu fahren, wobei dieser Anteil in Griechenland, Polen, Portugal, der Slowakischen Republik, der Türkei und Ungarn über 50% lag. Laut Tabelle 4 in Boarini et al. (2006) konnten überdies 14% der Haushalte eigenen Angaben zufolge im vorangegangenen Monat keine Freunde oder Verwandte einladen. Die Korrelation zwischen diesen beiden Arten grundlegender Freizeitaktivitäten ist hoch (84%), und die Variabilität der beiden Items im Ländervergleich ist gering. Der durchschnittliche Anteil der OECD-Haushalte, die sich solche grundlegenden Freizeitaktivitäten nicht leisten können, beträgt 24% auf der Grundlage ungewichteter Daten und 21% bei stärkerer Gewichtung von Items, über die nur ein geringer Teil der Bevölkerung nicht verfügt (Boarini et al., 2006). Der Mangel an grundlegenden Freizeitaktivitäten ist in der Bevölkerung offenbar weiter verbreitet als Schwierigkeiten bei der Deckung des Grundbedarfs.

- ***Gebrauchsgüter.*** Im Durchschnitt fehlt es nur wenigen Haushalten in den OECD-Ländern an einem Telefon oder einem Fernseher, aber fast ein Fünftel verfügt nicht über einen Heimcomputer. Beim Anteil der Haushalte, denen es an bestimmten Gebrauchsgütern fehlt, bestehen große Unterschiede zwischen den OECD-Ländern, wobei der Mangel an grundlegenden Gebrauchsgütern in Australien, Kanada und den Vereinigten Staaten im Allgemeinen größer ist als in den meisten europäischen Ländern (was allerdings auch auf Unterschiede in der Formulierung der Fragebogen zurückzuführen sein könnte, wie die fehlende Unterscheidung zwischen finanziellen Notwendigkeiten oder persönlichen Präferenzen in der Mehrzahl der nichteuropäischen Umfragen). Die im Ländervergleich festzustellenden Unterschiede beim Besitz bestimmter Gebrauchsgüter sind in der Regel größer als beim Grundbedarf oder bei den grundlegenden Freizeitaktivitäten, insbesondere bei Untersuchung der Ausstattung mit Autos oder Mikrowellenherden (Tabelle 5 in Boarini et al., 2006). Das Nichtvorhandensein einer Art von Gebrauchsgut ist stark mit dem Mangel an anderen Arten korreliert. Im Durchschnitt fehlt es 11% der Haushalte in den OECD-Ländern laut eigenen Angaben an einigen grundlegenden Gebrauchsgütern (gewichteter Durchschnitt: 9%), wobei dieser Anteil in Polen, der Slowakischen Republik, der Türkei und Ungarn über 25% liegt (Boarini et al., 2006).

- ***Wohnbedingungen.*** Die meisten Haushalte im OECD-Raum verfügen zwar über eine Innentoilette, jeder zehnte gab jedoch an, in einer reparaturbedürftigen Wohnung zu leben, und 13%, Umweltbelastungen ausgesetzt zu sein. Was die anderen Wohnungsmerkmale anbelangt, berichten nur sehr wenige Haushalte, dass sie nicht über eine Innendusche oder -badewanne (2%)

Tabelle 7.1 **Anteil der Haushalte, die nach eigenen Angaben von verschiedenen Formen materieller Deprivation betroffen sind, um 2000**
Auf der Basis aggregierter Daten

	Entbehrungen in Bezug auf:												
	Grundbedarf			Grundlegende Freizeit-aktivitäten	Gebrauchsgüter			Wohnbedingungen			Finanzielle Belastung		Unterstützung durch Dritte
	Heizung	Gesunde Ernährung	Gesund-heitsver-sorgung	1 Woche Urlaubsreise pro Jahr	Fernseher	Telefon	Heim-computer	Wohnungs-zustand	Innen-toilette	Umwelt-belas-tungen	Zahlungs-rück-stände	Über die Runden kommen	Regelmäßige Inanspruch-nahme der Hilfe Dritter
Belgien	4	3	8	20	0	1	5	6	2	10	5	11	7
Dänemark	2	1	1	11	0	0	5	5	0	4	2	11	10
Deutschland	3	2	3	21	0	1	18	7	1	5	4	9	8
Finnland	7	4	3	26	1	0	8	2	1	14	6	12	13
Frankreich	4	3	4	24	0	1	11	9	2	17	5	12	9
Griechenland	31	26	21	51	2	2	16	9	6	15	21	49	19
Irland	4	1	10	24	1	2	15	5	1	7	3	10	8
Italien	17	5	26	36	1	1	15	6	1	15	3	22	6
Japan	1	..	2	26	..	2	12	17	1	..	5	25	10
Kanada	..	8	..	0	..	4	..	8	..	..	14	..	..
Luxemburg	6	2	5	8	0	0	2	6	..	16	3	7	6
Neuseeland	4	11	8	21	0	2	..	14	0	7	10	..	14
Niederlande	3	2	3	13	0	0	4	8	0	11	1	9	10
Österreich	1	6	5	21	0	1	9	4	3	4	1	14	13
Polen	30	17	19	68	..	..	40	25	11	22	28	53	17
Portugal	56	3	17	59	2	5	26	23	7	19	1	34	12
Schweden	1	2	3	15	0	..	4	4	1	5	4	5	0
Slowak. Rep.	17	33	21	64	..	..	28	26	7	18	15	24	17
Spanien	42	3	4	37	0	2	21	9	0	10	3	21	12
Tschech. Rep.	8	19	3	34	..	..	18	9	5	20	7	19	14
Türkei	45	53	33	66	..	..	61	20	12	29	26	48	19
Ungarn	11	34	8	63	..	..	23	19	9	22	18	28	20
Ver. Königreich	2	8	3	24	0	0	10	6	1	7	11	7	11
Ver. Staaten	7	11	8	..	1	5	33	5	..	3	10	15	24
OECD24	13	11	9	32	1	2	18	10	3	13	9	20	12

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423030535328

.. Es liegen keine Daten vor.

Quelle: OECD (2006), auf der Grundlage einer Reihe von Indikatoren aus Tabelle 3 und 8 in Boarini et al. (2006).

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

oder über fließend Warmwasser (7%) verfügen, wohingegen der Anteil der Haushalte, der beengte Wohnverhältnisse beklagt, mit 14% wesentlich höher ist (im Fall der meisten Länder bezieht sich dies auf Unzufriedenheit mit dem verfügbaren Wohnraum, Tabelle 6 in Boarini et al., 2006). Ein größerer Anteil der Haushalte ist nach eigenen Angaben Lärmbelastungen oder Kriminalität ausgesetzt (21% bzw. 19%), wobei im Ländervergleich wenig Unterschiede festzustellen sind. Die Merkmale der Wohnbedingungen sind insgesamt nicht stark miteinander korreliert, wobei sich der durchschnittliche Anteil der Haushalte im OECD-Raum, die unter schlechten Wohnbedingungen leiden, auf rd. 12% beläuft (8% auf Grundlage gewichteter Daten, Boarini et al., 2006).

- ***Finanzielle Belastung.*** Der Anteil der Haushalte im OECD-Raum, die laut eigenen Angaben im vorangegangenen Jahr in Zahlungsverzug geraten waren, liegt bei weniger als 10%; der Anteil derer, die laut eigenen Angaben im vorangegangenen Jahr nur mit großen Schwierigkeiten über die Runden gekommen sind oder gelegentlich nicht in der Lage waren, für unerlässliche Ausgaben aufzukommen, beträgt jedoch 20% (wobei die Werte in einigen osteuropäischen Ländern wesentlich höher waren). Durchschnittlich 9% der Haushalte gaben an, im vergangenen Jahr Rechnungen von Versorgungsunternehmen schuldig geblieben zu sein (in den osteuropäischen Ländern, der Türkei und Australien war dieser Anteil wesentlich höher, vgl. Tabelle 7 in Boarini et al., 2006). Der Anteil der Haushalte, die berichteten, mit Miet- oder Hypothekenzahlungen (5%) oder der Rückzahlung anderer Kredite (3%) in Verzug geraten zu sein, ist geringer[5]. Die verschiedenen Formen finanzieller Belastung sind stark miteinander korreliert, wobei der Indikator der Kreditrückzahlungsfähigkeit die Hauptausnahme bildet. Der einfache OECD-Durchschnitt des Anteils der Haushalte, die unter finanziellem Druck leiden, beläuft sich auf 10%, der gewichtete Durchschnitt auf 8% (Boarini et al., 2006).

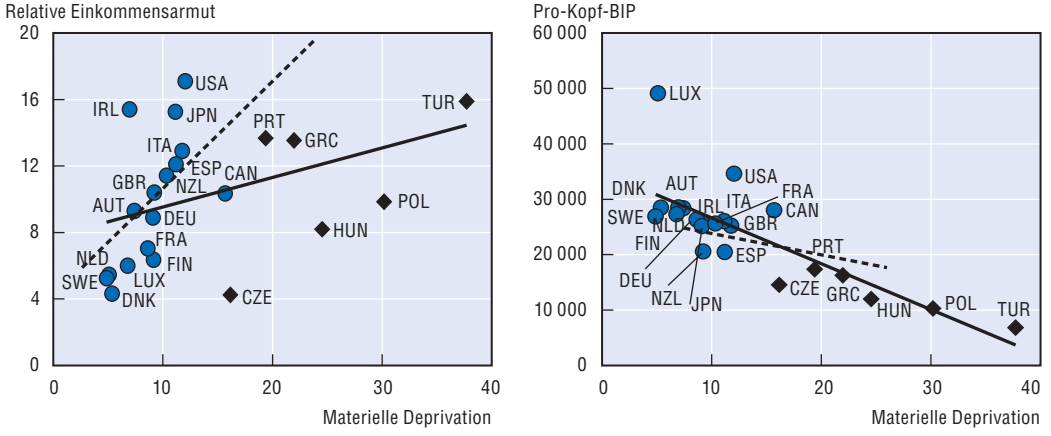
- ***Unterstützung durch Dritte.*** Durchschnittlich 13% der Haushalte gaben an, im Jahr vor der Befragung regelmäßig die Unterstützung von nicht mit ihnen zusammenlebenden Personen in Anspruch genommen zu haben[6]. Ein vergleichbarer Prozentsatz von Haushalten gab an, niemanden zu haben, auf dessen Unterstützung sie im Fall finanzieller Notlagen zählen können (Tabelle 8 in Boarini et al., 2006). Im Ländervergleich ist die Korrelation zwischen diesen beiden Indikatoren (36%) geringer als bei anderen Aspekten der materiellen Deprivation. Der OECD-Durchschnitt für die beiden Indikatoren beträgt 14% auf der Grundlage ungewichteter Daten (und ist bei Verwendung gewichteter Daten oder bei Ausschluss der Länder, für die nur Daten zu einem der beiden Indikatoren vorliegen, geringfügig niedriger, vgl. Boarini et al., 2006).

Die Daten zur Häufigkeit der sechs Hauptkomponenten der materiellen Deprivation sind im Ländervergleich stark miteinander korreliert, insbesondere was die Unfähigkeit zur Deckung des Grundbedarfs, die grundlegenden sozialen Aktivitäten und den Besitz bestimmter Gebrauchsgüter anbelangt (die durchschnittliche Korrelation für diese drei Aspekte beträgt 64%, 77% bzw. 65%), sowie in geringerem Umfang die Unterstützung durch soziale Netzwerke und die finanzielle Belastung (durchschnittliche Korrelation von 40% bzw. 46%). Aus der hohen Korrelation zwischen den verschiedenen Arten materieller Entbehrung lässt sich schließen, dass sie dasselbe Grundphänomen messen und ein einigermaßen schlüssiges Bild des Ausmaßes der Armut und materiellen Deprivation im OECD-Raum vermitteln.

Eine summarische Messgröße der Gesamtprävalenz der materiellen Entbehrung kann ermittelt werden, indem zunächst der Durchschnitt der verschiedenen Items innerhalb der sechs Hauptkategorien der Deprivation und dann der Durchschnitt dieser Kategorien berechnet wird. In Abbildung 7.1 ist der Zusammenhang zwischen dieser summarischen Messgröße zum einen und der relativen Einkommensarmutsquote sowie dem Pro-Kopf-Einkommen zum anderen dargestellt. Die summarische Messgröße der materiellen Entbehrung ist nur schwach mit der Einkommensarmut korreliert (Korrelation von rd. 40% bei einer mit 50% des Medianeinkommens angesetzten Armutsgrenze), wohingegen die Korrelation mit dem Pro-Kopf-BIP höher ist (über 80%). Daraus lässt sich schließen, dass diese einfache Messgröße der materiellen Deprivation Informationen über den absoluten Lebensstandard der von Armut betroffenen Bevölkerung liefert, der wiederum vom Grad der wirtschaftlichen Entwicklung des jeweiligen Landes abhängig ist. Werden jedoch nur OECD-Länder mit ähnlichem Einkommensniveau verglichen (d.h. solche mit einem Pro-Kopf-BIP von über

Abbildung 7.1 **Mehr materielle Deprivation in Ländern mit höherer relativer Einkommensarmut und geringerem Pro-Kopf-BIP**

Auf der Basis aggregierter Daten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422677656865

Anmerkung: Die materielle Deprivation bezieht sich auf den Anteil der Haushalte, die laut eigenen Angaben von mehreren der sechs Hauptkategorien der Entbehrung aus Tabelle 7.1 betroffen sind (Durchschnitt der verschiedenen Kategorien). Die relative Einkommensarmut wird anhand eines Schwellenwerts gemessen, der mit der Hälfte des verfügbaren Medianeinkommens angesetzt ist. OECD-Länder, in denen das Pro-Kopf-BIP unter 20 000 US-$ liegt, sind mit einer Raute gekennzeichnet. Die gestrichelte graue Linie in den beiden Abbildungsteilen entspricht jeweils der Trendlinie der Relation zwischen den beiden Variablen, die sich ergibt, wenn die Analyse auf Länder mit einem Pro-Kopf-BIP von über 20 000 US-$ beschränkt wird.

Quelle: Boarini und Mira d'Ercole (2006).

20 000 US-$), steigt die Korrelation mit der relativen Einkommensarmut (auf rd. 0,60), während die Korrelation mit dem Pro-Kopf-BIP nicht mehr zu erkennen ist. Daraus kann zwar nicht auf einen Kausalzusammenhang geschlossen werden, die Korrelationszahl deutet aber darauf hin, dass monetäre und nichtmonetäre Armutsmaße ein weitgehend übereinstimmendes Bild vermitteln.

Ausmaß und Merkmale der materiellen Deprivation auf Grundlage individueller Daten

Trotz der hohen Korrelation zwischen den verschiedenen Formen der materiellen Deprivation ist denkbar, dass von ihnen nicht dieselben Personen betroffen sind. Dies erklärt sich daraus, dass bei den obigen Messgrößen der materiellen Deprivation nicht zwischen Situationen unterschieden werden kann, in denen einzelne Personen unter verschiedenen Formen der Deprivation leiden, und solchen, in denen sich die entsprechenden Merkmale auf einen großen Teil der Gesamtbevölkerung verteilen. Zur Unterscheidung dieser beiden Situationen sind Daten erforderlich, die sich auf einzelne Personen oder Haushalte beziehen. In diesem Abschnitt werden Ergebnisse für 25 OECD-Länder (darunter 22 europäische und 3 nichteuropäische Länder) vorgestellt, die auf Haushaltsumfragen von Mitte der 2000er Jahre beruhen.

Die Analyse stützt sich auf eine kleine Gruppe von Deprivationsmerkmalen, die in allen diesen Umfragen erfasst wurden:

- unzureichende Heizung,
- eingeschränkte Ernährung,
- beengte Wohnverhältnisse,
- Umweltbelastungen,
- Zahlungsrückstände bei Rechnungen von Versorgungsunternehmen (Strom, Gas, Wasser etc.),
- Zahlungsrückstände bei der Miete oder der Abzahlung der Hypothek,
- finanzielle Engpässe („nicht über die Runden kommen").

Dieser Merkmalkatalog enthält sowohl Items, die sich auf konkrete Situationen (wie Zahlungsrückstände) beziehen, als auch solche, die sich auf allgemeinere Beurteilungen der eigenen Lebensbedingungen durch die Befragten gründen (z.B. darüber, ob sie finanziell über die Runden kommen). Dabei gilt es auch darauf hinzuweisen, dass die verschiedenen Fragebogen unterschiedlich formuliert sind (Kasten 7.2) und dass diese Unterschiede Vergleiche der Gesamtprävalenz der materiellen Deprivation in den verschiedenen Ländern beeinträchtigen können[7]. In der in diesem Abschnitt durchgeführten Analyse wird nicht auf diese Unterschiede eingegangen, sondern versucht, bestmöglichen Gebrauch von den derzeit vorliegenden Informationen zu machen. Die unten stehende Evidenz bezieht sich auf den Anteil der Personen, die laut den Angaben des Haushaltsvorstands bzw. der Referenzperson von verschiedenen Formen der Entbehrung betroffen sind, wobei mögliche Unterschiede in der Beurteilung der eigenen Lebensbedingungen durch andere Haushaltsmitglieder nicht berücksichtigt werden[8].

Kasten 7.2 **Beschreibung der in diesem Abschnitt betrachteten Deprivationsmerkmale**

Die Analyse in diesem Abschnitt gründet sich auf sieben Deprivationsmerkmale, die in den verschiedenen Ländern weitgehend vergleichbar sind.

1. **Unzureichende Heizung**. Zur Erfassung dieses Merkmals werden die Haushalte in europäischen Ländern nach ihrer Fähigkeit gefragt, „die gesamte Wohnung angemessen warm zu halten“ (und bei Verneinung dieser Frage, ob dies darauf zurückzuführen ist, dass sie es sich nicht leisten können). In Australien werden sie gefragt, ob sie „nicht in der Lage sind, die Wohnung zu heizen“, in Japan, ob sie „sich keine Heiz- oder Kühlvorrichtungen, wie Klimaanlagen, Heizungen oder *Kotatsus* leisten können“, und in den Vereinigten Staaten, ob sie „mit der Raumtemperatur ihrer Wohnung im Winter zufrieden sind“.
2. **Eingeschränkte Ernährung.** Zur Erfassung dieses Merkmals werden die Haushalte in europäischen Ländern nach ihrer Fähigkeit gefragt, „sich jeden zweiten Tag eine Mahlzeit mit Fleisch, Geflügel oder Fisch (oder eine entsprechende vegetarische Mahlzeit) zu leisten“. In Australien werden sie gefragt, ob „sie aus Geldmangel Mahlzeiten ausfallen lassen“, in Japan, ob „sie sich jeden Tag Obst leisten können, wenn sie dies wünschen“, und in den Vereinigten Staaten, ob es aus finanziellen Gründen vorkommt, dass der Haushalt „manchmal“ oder „öfters“ nicht genügend zu essen hat, dass ein Haushaltsmitglied „den Umfang seiner Mahlzeiten einschränkt“, „Mahlzeiten ausfallen lässt“, „weniger isst, als ihm notwendig erscheint“ oder „einen ganzen Tag nichts isst“, ob sie „genügend zu essen haben, aber nicht immer die Nahrung, die sie gerne hätten“, oder ob „sie es sich nicht leisten können, sich ausgewogen zu ernähren“.
3. **Beengte Wohnverhältnisse** werden gemessen, indem in europäischen Ländern gefragt wird, über wie viele Zimmer der Haushalt verfügt, in Australien, über wie viele Schlafzimmer er verfügt, in Japan, ob er sich „mehr als ein Schlafzimmer“ oder „ein vom Esszimmer getrenntes Schlafzimmer leisten kann“, und in den Vereinigten Staaten, wie viele Räume einschließlich Küche, aber ohne Badezimmer zur Verfügung stehen. Von beengten Wohnverhältnissen wird ausgegangen, wenn die Zahl der Haushaltsmitglieder die Zahl der Räume übersteigt (d.h. wenn eine vierköpfige Familie in einer Dreizimmerwohnung lebt, bei Nichtberücksichtigung von Küche und Bad, aber Einrechnung des Wohnzimmers).
4. **Umweltbelastungen.** Zur Erfassung dieses Merkmals wird in europäischen Ländern gefragt, ob die Wohnung des Haushalts „Lärmbelästigungen durch Nachbarn oder von der Straße ausgesetzt ist“ oder ob „Verschmutzung, Ruß oder sonstige Umweltprobleme durch Verkehr oder Industrie in der Umgebung zu beobachten sind“, in Australien, ob „Vandalismus“ oder „Rußverschmutzung“ in der Gegend auftreten oder ob „Verkehrslärm von draußen“ festzustellen ist, in Japan, ob „Lärm von den Nachbarn zu hören ist“, und in den Vereinigten Staaten, ob Belastungen durch „Straßenlärm oder Straßenschwerverkehr“, „Müll oder Abfälle auf der Straße“, „heruntergekommene oder verlassene Häuser“ oder „Belästigungen durch Gerüche, Rauch oder Abgase“ bestehen.

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

5. **Zahlungsrückstände bei Rechnungen von Versorgungsunternehmen**. Zur Beurteilung dieses Merkmals werden die Haushalte in europäischen Ländern gefragt, ob sie „in den letzten 12 Monaten mit Zahlungen von Strom, Wasser oder Gas im Rückstand waren", in Australien, ob es ihnen „aus Geldmangel im vorangegangenen Jahr nicht möglich war, Gas-, Strom- oder Telefonrechnungen zu begleichen", in Japan, ob „im vorangegangenen Jahr Gas, Wasser, Telefon oder sonstige Dienste wegen ausstehender Rechnungen abgestellt wurden", und in den Vereinigten Staaten, ob der Haushalt „in den vorangegangenen 12 Monaten Gas-, Öl- oder Stromrechnungen zeitweise nicht in vollem Umfang bezahlt hat".
6. **Hypotheken- oder Mietzahlungsrückstände** werden gemessen, indem die Haushalte in europäischen Ländern gefragt werden, ob sie „in den letzten 12 Monaten mit Kreditzahlungen für die Wohnung bzw. der Miete in Rückstand waren", in Australien, ob sie „die Miete nicht zahlen konnten", in Japan, ob es „im vergangenen Jahr eine Zeit gab, in der sie die Miete oder die Hypothekenrate nicht begleichen konnten", und in den Vereinigten Staaten, ob es „in den vergangenen 12 Monaten eine Zeit gab, in der die Miete oder die Hypothekenrate nicht in vollem Umfang bezahlt werden konnte".
7. **Finanzielle Engpässe**. Zur Erfassung dieses Merkmals werden die Haushalte in europäischen Ländern gefragt, ob sie mit ihrem monatlichen Gesamteinkommen „mit großen Schwierigkeiten", „mit Schwierigkeiten", „mit einigen Schwierigkeiten" oder „recht leicht" zurechtkommen. In Australien wird davon ausgegangen, dass in diesem Bereich eine Deprivation festzustellen ist, wenn die Befragten bei Fragen zum „Wohlstand des Haushalts unter Berücksichtigung der aktuellen Bedürfnisse und der finanziellen Verpflichtungen" auf eine „sehr ungünstige Situation" hinweisen, und in Japan, wenn der Haushalt „jeden Monat im Minus ist". In den Vereinigten Staaten werden die Haushalte zur Beurteilung dieses Punkts gefragt, ob es ihnen „in den vergangenen 12 Monaten zeitweise nicht möglich war, alle ihre wesentlichen Ausgaben zu decken".

Daten zu diesen Deprivationsmerkmalen liegen für 22 europäische Länder aus der 2005 durchgeführten Erhebungswelle der Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC) vor; für Australien stützen sich die Daten auf die 2005 durchgeführte Erhebung Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) und für Japan auf die 2003 durchgeführte Erhebung Shakai Seikatsu Chousa (Erhebung zu den Lebensbedingungen); für die Vereinigten Staaten stammen die Daten aus dem 2003 durchgeführten Survey of Income and Program Participation (SIPP). Im Fall der meisten Länder handelt es sich dabei um umfassende amtliche Umfragen; die für Japan verwendete Erhebung hat jedoch experimentellen, nichtamtlichen Charakter. Sie wurde vom National Institute of Population and Social Security Research entwickelt und bezieht sich auf eine (national repräsentative) Stichprobe von rd. 2 000 Haushalten bzw. 6 000 Personen im Alter von 20 Jahren und darüber, wobei die Daten zum Haushaltseinkommen aus kategorischen Antworten abgeleitet wurden. Für die Vereinigten Staaten, wo sich die SIPP-Daten auf das Bruttoeinkommen (d.h. vor Steuern) beziehen, wurden die Einkommenswerte nach Steuern durch Anwendung des TAXSIM-Modells des National Bureau of Economic Research auf die SIPP-Daten errechnet.

Prävalenz verschiedener Deprivationsmerkmale

Als Ausgangspunkt für vergleichende Beurteilungen der materiellen Deprivation bieten sich die Prävalenzraten der sieben oben genannten Items an. Aus Tabelle 7.2 lassen sich zwei Haupterkenntnisse ableiten.

- Erstens unterscheiden sich die Verteilungsmuster für die verschiedenen Deprivationsmerkmale. Im Durchschnitt der betrachteten Länder gaben 20% der Befragten an, finanziell nicht über die Runden zu kommen, wohingegen der Anteil der Personen, die laut eigenen Angaben in beengten Wohnverhältnissen oder in Gegenden mit hohen Umweltbelastungen leben, geringer war (18% bzw. 16%). Die Häufigkeit anderer Deprivationsmerkmale (unzureichende Heizung und Ernährung, Zahlungsrückstände bei Rechnungen von Versorgungsunternehmen oder Mietzahlungen) liegt im Durchschnitt unter 10%[9].

Tabelle 7.2 **Prävalenz verschiedener Formen materieller Deprivation**
Anteil an der Gesamtbevölkerung, auf der Basis individueller Daten

	Unzureichende Heizung	Eingeschränkte Ernährung	Beengte Wohnverhältnisse	Umweltbelastungen	Unbezahlte Versorgungsrechnungen	Zahlungsrückstände bei Miete oder Hypothek	Finanzielle Engpässe	Durchschnitt der verschiedenen Items
Europäische Länder								
Belgien	14.0	3.8	5.1	16.8	5.7	3.0	17.1	9.4
Dänemark	8.9	1.9	7.7	6.7	2.8	3.1	6.8	5.4
Deutschland	4.4	10.1	6.5	21.1	2.7	2.4	11.3	8.3
Finnland	2.6	2.9	5.9	12.8	7.4	4.4	8.5	6.3
Frankreich	5.3	6.4	6.4	17.2	7.2	6.2	16.2	9.3
Griechenland	15.6	5.8	33.4	33.4	18.1	26.5	6.6	19.9
Irland	4.0	2.9	6.8	7.6	6.9	5.0	24.8	8.3
Island	9.4	4.2	11.9	7.7	7.7	9.9	13.3	9.1
Italien	10.6	6.3	26.3	22.1	10.5	3.4	34.6	16.3
Luxemburg	0.9	2.4	12.0	18.6	3.2	2.2	6.3	6.5
Niederlande	3.1	2.6	3.7	14.9	3.2	3.8	16.9	6.9
Norwegen	1.3	3.6	5.9	7.7	7.9	5.9	8.7	5.9
Österreich	3.1	8.7	15.1	9.1	1.7	1.3	8.8	6.8
Polen	33.6	35.3	52.5	13.8	24.4	2.3	51.5	30.5
Portugal	41.9	4.0	19.6	20.7	5.2	2.9	36.9	18.7
Schweden	1.4	3.2	8.4	5.0	5.0	5.1	8.5	5.2
Slowak. Rep.	13.6	41.4	46.8	18.7	8.3	4.2	30.6	23.4
Spanien	8.6	2.3	8.4	16.8	3.7	2.6	26.8	9.9
Tschech. Rep.	9.3	17.8	33.5	19.8	7.2	6.3	30.2	17.7
Ungarn	17.7	31.2	46.1	17.2	15.9	2.8	35.4	23.8
Ver. Königreich	5.6	6.1	8.5	13.9	0.1	4.9	12.9	7.4
Nichteuropäische Länder								
Australien	2.4	3.0	9.0	11.1	16.7	8.0	34.6	12.1
Japan	0.5	10.5	15.0	29.8	4.3	6.0	26.7	13.3
Verein. Staaten	5.1	16.4	14.1	25.4	10.0	6.3	14.2	13.0
Durchschnittswerte								
EU21	10.2	9.7	17.6	15.3	7.4	5.2	19.6	12.1
OECD24	9.3	9.7	17.0	16.2	7.7	5.4	20.3	12.2

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423075011583

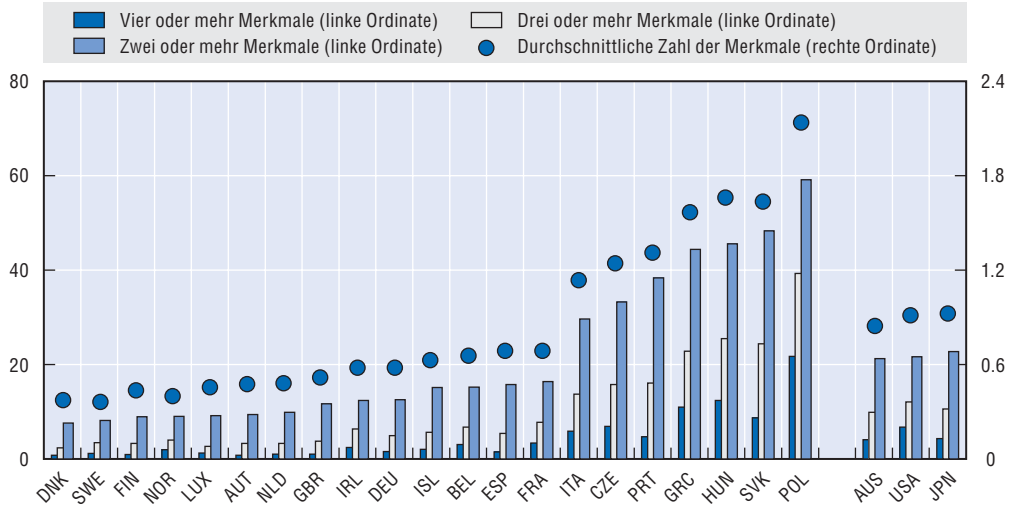
Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

- Zweitens bestehen zwischen den Ländern erhebliche Unterschiede. Im Allgemeinen sind in den nordischen Ländern (mit Ausnahme Islands) bei allen betrachteten Merkmalen die niedrigsten Prävalenzraten festzustellen, während die süd- und osteuropäischen Länder bei allen Items mit die höchsten Raten aufweisen. Australien, Japan und die Vereinigten Staaten liegen im Mittelfeld[10].

Unter einem anderen Gesichtspunkt lässt sich die Prävalenz der materiellen Deprivation anhand von Informationen zur durchschnittlichen Zahl der Items untersuchen, bei denen die Befragten einen Mangel verzeichnen. In Abbildung 7.2 sind zwischen den Ländern große Unterschiede beim Anteil der Personen festzustellen, die mindestens zwei Deprivationsmerkmale aufweisen. Dieser Anteil reicht von 10% in sämtlichen nordischen Ländern (außer Island), Luxemburg, Österreich und den Niederlanden über 20% oder mehr in Italien, der Tschechischen Republik, Australien, den Vereinigten Staaten sowie Japan bis zu 40% oder mehr in Griechenland, Ungarn, der Slowakischen Republik und Polen. Der Anteil der Befragten, die drei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen, liegt in den nordischen Ländern, Luxemburg, Österreich, den Niederlanden sowie dem Vereinigten Königreich und Deutschland unter 5%, in Italien, der Tschechischen Republik, Portugal, Japan und den Vereinigten Staaten jedoch über 10% und in Griechenland, Ungarn, der Slowakischen Republik und Polen über 30%. Die durchschnittliche Zahl der Deprivationsmerkmale schwankt

Abbildung 7.2 **Anteil der Personen, die jeweils eine bestimmte Zahl von Deprivationsmerkmalen aufweisen, und durchschnittliche Zahl dieser Merkmale**

Auf der Basis individueller Daten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422725806623

Anmerkung: Die europäischen und die nichteuropäischen Länder sind getrennt angeordnet, und zwar jeweils von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach dem Anteil der Personen, die laut eigenen Angaben zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

zwischen 0,5 oder weniger in einem Teil der europäischen Länder und etwa 1 in Italien, der Tschechischen Republik, Australien, den Vereinigten Staaten sowie Japan und beläuft sich in Griechenland, Ungarn, der Slowakischen Republik und Polen auf 1,5 oder mehr[11].

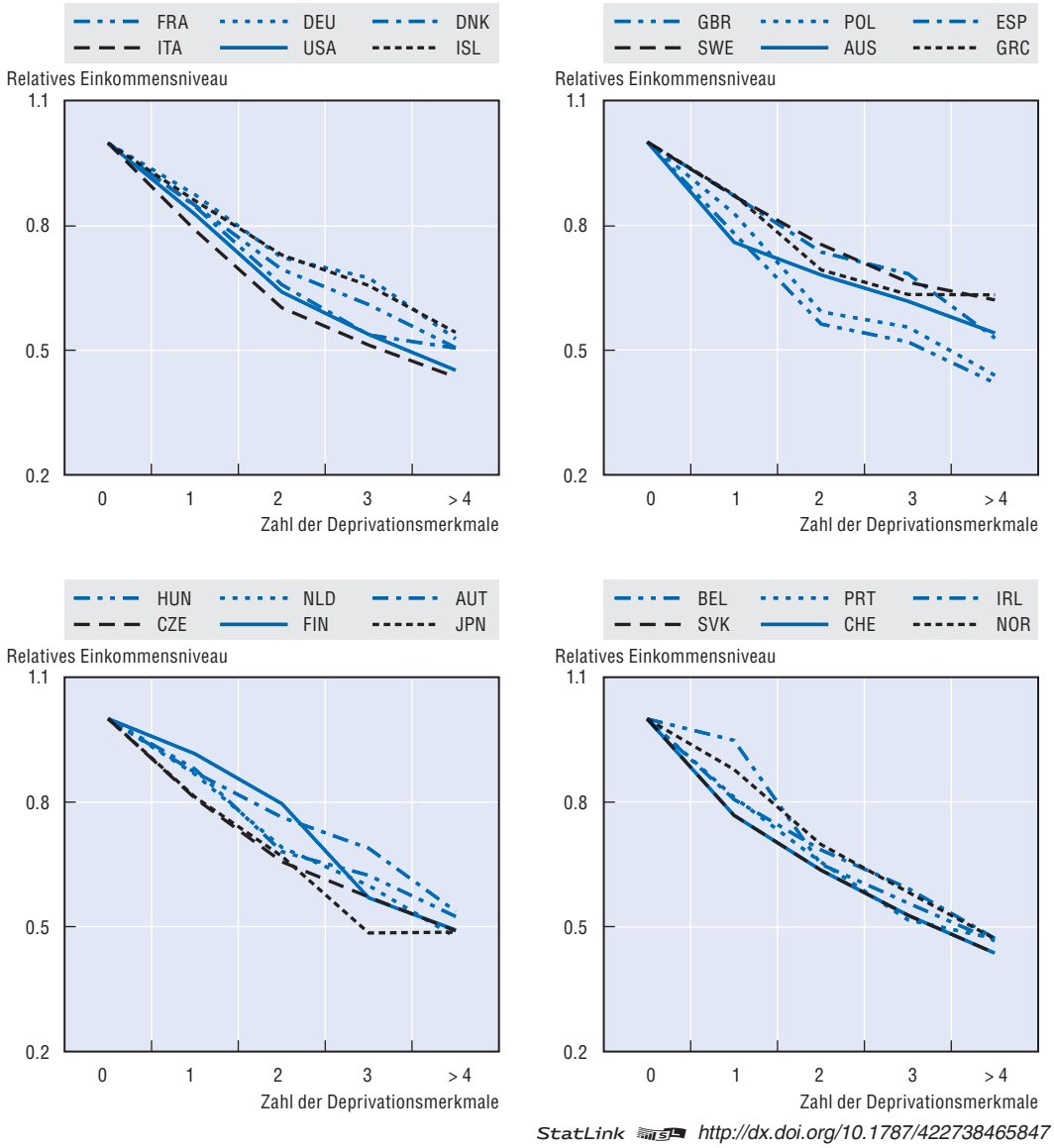
Merkmale von Personen, die von mehrfacher Deprivation betroffen sind

Die Befragten, die laut eigenen Angaben unter mehreren Formen der Deprivation leiden, haben eine Reihe von Charakteristiken gemeinsam. Das wichtigste darunter ist das Einkommen. Haushalte, die von materieller Deprivation betroffen sind, haben ein geringeres verfügbares (äquivalenzgewichtetes) Einkommen als solche, für die dies nicht der Fall ist, und das Haushaltseinkommen ist umso geringer, je höher die Zahl der Deprivationsmerkmale des Haushalts ist. Dieses Muster der konstanten Abnahme des Einkommens bei steigender Zahl von Deprivationsmerkmalen ist in allen in Abbildung 7.3 aufgeführten Ländern zu beobachten, wobei sich der Verlauf der Kurve allerdings unterscheidet: (geringfügig) steiler im Vereinigten Königreich und flacher in Australien und Schweden[12].

Ein zweiter wichtiger Aspekt ist das Alter der einzelnen von Deprivation betroffenen Personen. In Abbildung 7.4 ist der Anteil der Personen in jeder Altersgruppe, der zwei oder mehr Deprivationsmerkmale (oberer Teil) bzw. drei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweist (unterer Teil), im Verhältnis zum entsprechenden Anteil an der Gesamtbevölkerung dargestellt. Diese Deprivationskurven sinken mit steigendem Alter konstant, anders als die U-förmigen Kurven der Armutsquoten in Kapitel 5. Daraus lässt sich schließen, dass das verfügbare Haushaltseinkommen das Risiko einer unzureichenden Konsumfähigkeit in der älteren Bevölkerung überzeichnet. Zwischen den altersabhängigen Deprivationsprofilen der verschiedenen Länder sind jedoch Unterschiede festzustellen: In Dänemark ist ein hohes Deprivationsrisiko für junge Erwachsene zu beobachten und in Griechenland sowie Portugal für sehr alte Menschen, während die Kurven in Österreich, Ungarn, Polen, Portugal, der Slowakischen Republik und den Vereinigten Staaten wesentlich flacher verlaufen (d.h. die Häufigkeit materieller Deprivation nimmt mit steigendem Alter nur leicht ab)[13].

Abbildung 7.3 **Relatives Einkommen von Personen mit einer bestimmten Zahl von Deprivationsmerkmalen**

Im Verhältnis zu nicht von materieller Entbehrung betroffenen Personen, auf der Basis individueller Daten



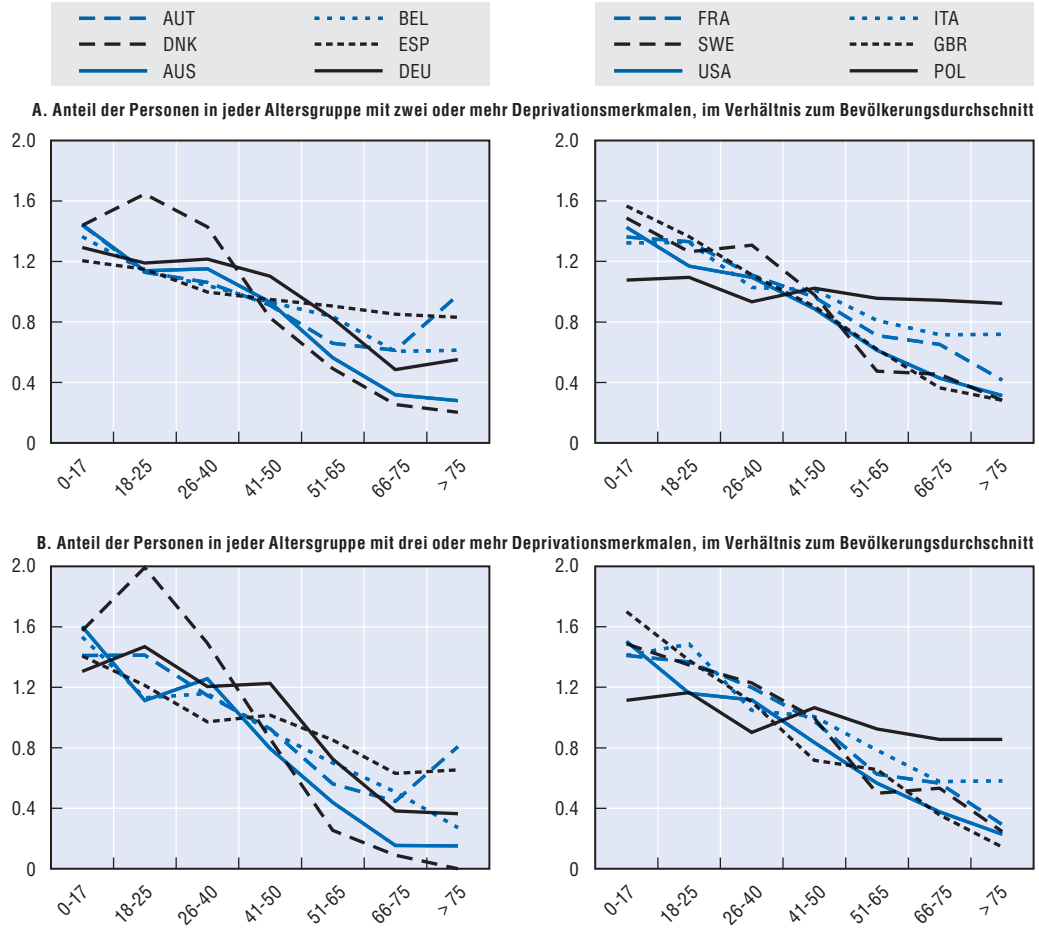
StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422738465847

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

Das Risiko der materiellen Deprivation ist auch je nach den Merkmalen des Haushalts, in dem die Betroffenen leben, unterschiedlich stark ausgeprägt. Unter den Haushalten, deren Vorstand sich im erwerbsfähigen Alter befindet (Tabelle 7.3), ist die Häufigkeit mehrfacher Deprivation bei Alleinstehenden größer als bei Paaren, bei Haushalten mit Kindern größer als bei Haushalten ohne Kinder und bei Haushalten ohne erwerbstätiges Mitglied größer als bei Erwerbstätigenhaushalten. Dabei gibt es jedoch Ausnahmen ebenso wie große Unterschiede in der Höhe des Deprivationsrisikos verschiedener Haushaltstypen im Ländervergleich. Paare mit Kindern weisen beispielsweise ein unterdurchschnittlich hohes Deprivationsrisiko auf (0,9 im Durchschnitt der 25 betrachteten OECD-Länder), wenn beide Eltern erwerbstätig sind (für acht Länder trifft dies allerdings nicht zu), während ihr Deprivationsrisiko überdurchschnittlich hoch ist, wenn nur ein Elternteil arbeitet (1,8) und vor allem wenn kein Elternteil erwerbstätig ist (3,1), wobei das Deprivationsrisiko von erwerbslosen Paaren in Österreich, Polen und Schweden bei 5 liegt. Unter Alleinerziehenden liegt

Abbildung 7.4 **Risiko mehrfacher Deprivation nach Alter der Betroffenen**

Auf der Basis individueller Daten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422745863337

Anmerkung: Für Japan liegen keine nach Alter aufgeschlüsselten Daten zur materiellen Deprivation vor.
Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

das Deprivationsrisiko im Durchschnitt bei etwa 3, wenn das alleinerziehende Elternteil erwerbslos ist (in Luxemburg, Norwegen und Polen über 5), und unter 2, wenn es erwerbstätig ist (in Dänemark, Finnland, Frankreich, Irland, den Niederlanden, Norwegen, Schweden und Japan liegt es über 2)[14].

Überschneidungen zwischen materieller Deprivation und Einkommensarmut

Die sinkende Einkommenskurve bei steigender Zahl von Deprivationsmerkmalen könnte den Schluss nahelegen, dass sich Einkommensarmut und Deprivation auf Personenebene in signifikantem Maße decken. In Wirklichkeit bestehen bei weitem keine genauen Überschneidungen zwischen der Gruppe der von Einkommensarmut Betroffenen und der Gruppe derer, die laut eigenen Angaben eine bestimmte Zahl von Deprivationsmerkmalen aufweisen. Abbildung 7.5 liefert Informationen zur Zahl der Personen, die *sowohl* unter materieller Deprivation leiden (in zwei oder mehr Bereichen) *als auch* von Einkommensarmut betroffen sind (gemessen an einer mit der Hälfte des Medianeinkommens angesetzten Armutsgrenze), zur Zahl der Personen, die entweder von Einkommensarmut oder materieller Deprivation betroffen sind, sowie zum jeweiligen Anteil der Personen, die unter materieller Entbehrung leiden und deren Einkommen unter der Hälfte des Medianeinkommens liegt. Dabei treten mehrere Muster zu Tage:

Tabelle 7.3 **Risiko von zwei oder mehr Formen der Deprivation für Mitglieder von Haushalten mit Vorstand im Erwerbsalter, nach Haushaltsmerkmalen**

Im Vergleich zum Bevölkerungsdurchschnitt, auf der Basis individueller Daten

	Haushalte mit Vorstand im Erwerbsalter									
	Alleinstehende				Paare					
	Ohne Kinder		Mit Kindern		Ohne Kinder			Mit Kindern		
	Erwerbstätig	Nicht erwerbstätig	Erwerbstätig	Nicht erwerbstätig	Min. 2 Erwerbstätige	1 Erwerbstätiger	Kein Erwerbstätiger	Min. 2 Erwerbstätige	1 Erwerbstätiger	Kein Erwerbstätiger
Europäische Länder										
Belgien	0.9	2.4	1.5	3.7	0.4	0.8	1.1	0.5	1.9	3.7
Dänemark	1.4	2.9	2.5	4.7	0.4	0.5	0.5	0.8	2.8	4.7
Deutschland	1.1	2.7	1.8	3.6	0.6	0.9	0.8	0.8	1.4	3.6
Finnland	1.2	2.5	2.7	3.9	0.5	0.7	1.3	1.0	2.2	3.1
Frankreich	1.0	2.0	2.2	3.9	0.6	0.8	0.8	0.8	1.9	3.6
Griechenland	0.8	0.8	1.4	0.9	1.0	0.9	1.0	0.9	1.2	1.6
Irland	0.7	1.9	2.3	4.6	0.2	0.7	0.9	0.6	1.5	4.4
Island	0.9	3.0	1.8	2.0	0.6	0.7	0.8	1.1	2.6	3.0
Italien	0.7	1.2	1.1	1.4	0.8	0.8	0.9	1.1	1.7	2.3
Luxemburg	0.5	2.4	1.8	6.0	0.4	0.6	0.6	1.4	1.6	2.2
Niederlande	1.1	2.9	2.5	5.9	0.5	0.7	1.2	0.8	1.7	4.2
Norwegen	1.3	2.8	2.3	5.7	0.4	0.8	1.0	0.8	2.6	6.4
Österreich	0.7	2.2	1.9	4.2	0.7	0.6	0.7	1.0	1.6	5.1
Polen	0.7	1.1	1.0	1.4	0.8	0.9	1.1	0.9	1.2	1.4
Portugal	0.8	1.2	1.2	1.6	0.8	0.9	1.1	1.1	1.3	1.6
Schweden	1.1	2.9	2.1	6.7	0.4	0.9	1.2	0.9	2.5	6.4
Slowak. Rep.	0.6	0.9	1.0	1.7	0.9	0.9	1.0	1.1	1.2	1.5
Spanien	0.9	1.9	1.5	2.0	0.8	0.9	1.1	1.1	1.2	2.2
Tschech. Rep.	0.6	1.3	1.6	1.9	0.7	0.8	0.9	1.0	1.6	2.7
Ungarn	0.7	1.1	1.1	1.8	0.8	1.0	1.0	1.1	1.4	1.9
Ver. Königreich	0.9	2.1	1.6	3.1	0.5	0.6	1.0	0.7	1.8	2.5
Nichteuropäische Länder										
Australien	1.1	1.8	1.5	3.2	0.5	0.9	0.7	0.9	1.5	2.4
Japan	2.1	1.2	3.0	2.2	0.9	1.1	0.5	1.1	1.5	2.1
Ver. Staaten	0.8	1.6	1.7	2.5	0.5	0.8	0.9	1.0	2.5	1.5
Durchschnittswerte										
EU21	0.9	2.0	1.8	3.4	0.6	0.8	0.9	0.9	1.8	3.2
Nicht-EU3	1.4	1.5	2.1	2.6	0.6	0.9	0.7	1.0	1.8	2.0
OECD24	0.9	2.0	1.8	3.3	0.6	0.8	0.9	0.9	1.8	3.1

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423113020872

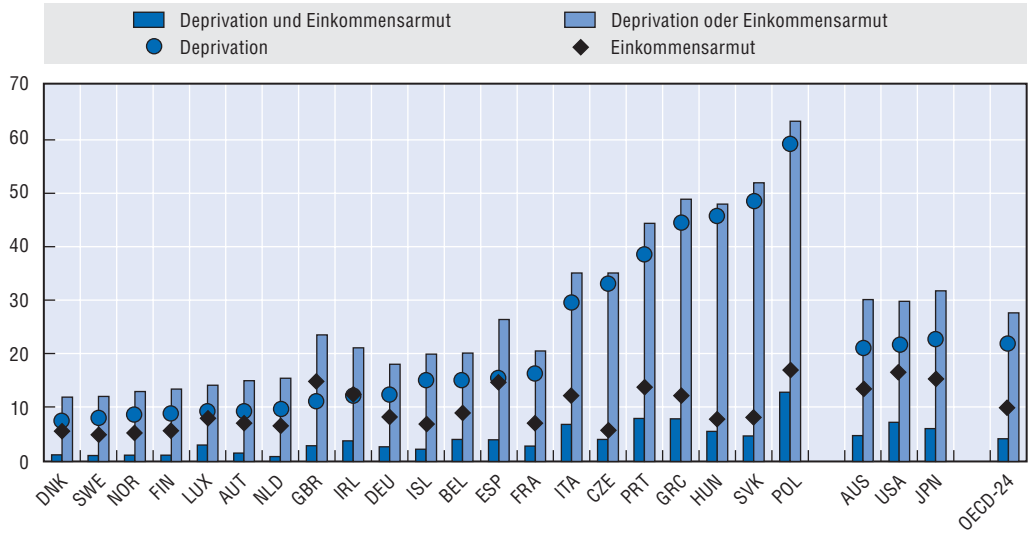
Anmerkung: Das Deprivationsrisiko bemisst sich am Anteil der Personen in den verschiedenen Haushaltskategorien, die zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen, geteilt durch den entsprechenden Anteil der Gesamtbevölkerung.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

- Die Überschneidungen sind im Allgemeinen nur partiell, d.h. nur ein geringer Teil der Personen, die laut eigenen Angaben unter materieller Deprivation leiden, ist auch von Einkommensarmut betroffen und umgekehrt. Im Durchschnitt verfügen nur 20% der Personen, die zwei oder mehr Deprivationsmerkmale angeben, über ein Einkommen, das unter der 50%-Grenze liegt, wobei dieser Anteil zwischen rd. 30% in den Vereinigten Staaten sowie Luxemburg und 10% in den Niederlanden sowie der Slowakischen Republik variiert (vgl. Tabelle 7.A2.1, verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*).

Abbildung 7.5 **Anteil der sowohl von materieller Deprivation als auch von Einkommensarmut betroffenen Personen und Anteil der von einem der beiden Betroffenen**

Personen mit zwei oder mehr Deprivationsmerkmalen und einem Einkommen unter 50% des Medianeinkommens, Schätzungen auf der Basis individueller Daten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/422866807520

Anmerkung: Die europäischen und die nichteuropäischen Länder sind getrennt angeordnet, und zwar jeweils von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach dem Anteil der Personen, die laut eigenen Angaben zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

- Vergleichsweise wenige Personen sind sowohl von Einkommensarmut als auch von materieller Deprivation betroffen. Der Anteil der Personen, deren Einkommen unter der 50%-Grenze liegt und die zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen, beträgt im Durchschnitt rd. 4%. Im Ländervergleich reicht er von unter 2% in Schweden, Dänemark, Norwegen, Finnland und Österreich bis zu 6% oder mehr in Japan, Italien, den Vereinigten Staaten, Portugal, Griechenland und Polen.

- Bei Personen, die sowohl von Einkommensarmut als auch von materieller Deprivation betroffen sind, kann davon ausgegangen werden, dass sie mit großen Schwierigkeiten konfrontiert sind. Aus der Zahl der Personen, die entweder unter Einkommensarmut oder materieller Entbehrung leiden, kann demgegenüber eine obere Schätzung der Zahl der Personen abgeleitet werden, bei denen ein Armutsrisiko besteht. Personen in dieser Gruppe müssen u.U. ihren Konsum einschränken, obwohl ihr Einkommen über der herkömmlichen Armutsgrenze liegt, oder weisen umgekehrt trotz eines geringen Einkommens die allgemein üblichen Konsummuster auf, weil sie über zusätzliche Mittel verfügen. Der Anteil der Personen, die unter die eine oder andere dieser beiden Kategorien fallen, liegt im Durchschnitt bei 28% und reicht von 40% oder mehr in Portugal, Ungarn, Griechenland, der Slowakischen Republik und Polen bis zu 15% oder weniger in Dänemark, Schweden, Norwegen, Finnland, Luxemburg und Österreich[15].

Schlussbetrachtungen

Zwar haben beide in diesem Kapitel angewandten Ansätze, d.h. die Errechnung von Durchschnittswerten auf Länderebene für ein breites Spektrum von Deprivationsmerkmalen ebenso wie die Untersuchung der Zahl der Personen, die mehrere Items aus einem begrenzteren Spektrum von Deprivationsmerkmalen aufweisen, ihre Mängel; miteinander kombiniert machen sie jedoch eine Reihe von Verteilungsmustern deutlich, die weiter reichende Informationen liefern als jene, die sich auf das statische Einkommen stützen:

- Zwischen den OECD-Ländern bestehen große Unterschiede in Bezug auf das Ausmaß der materiellen Deprivation. Bezogen auf eine Messgröße, in der Daten zur Prävalenz verschiedener Deprivationsmerkmale aggregiert sind, ist die materielle Entbehrung in Ländern mit geringerem Einkommen und höherer relativer Einkommensarmut größer.
- Die aus individuellen Daten gewonnene Evidenz zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit materieller Deprivation mit steigendem Einkommen konstant abnimmt. Sie sinkt auch mit steigendem Alter, anders als die Wahrscheinlichkeit der Einkommensarmut, für die ein U-förmiger Zusammenhang mit dem Alter festzustellen ist, wie in Kapitel 5 erläutert wurde. Daraus lässt sich schließen, dass von Einkommensarmut betroffene ältere Menschen nicht zwangsläufig unter materieller Deprivation leiden.
- Aus individuellen Daten lässt sich auch ablesen, dass trotz gewisser Überschneidungen zwischen Einkommensschwäche und Deprivation ein großer Teil der von Einkommensarmut Betroffenen nicht unter materieller Entbehrung leidet; erklären könnte sich dies aus dem zeitlich begrenzten Charakter vieler Episoden der Einkommensschwäche, der Art der zur Messung der materiellen Entbehrung gestellten Fragen (mit denen Aspekte erfasst werden, die über einen bestimmten Mindestlebensstandard hinausgehen) sowie dem Vorhandensein sonstiger Ressourcen, mit denen Einkommensschwache ihren Lebensstandard aufbessern können (z.B. Sachleistungen, Veräußerung von Vermögenswerten oder Kreditaufnahme). Umgekehrt ist aber ein großer Teil der Gesamtbevölkerung entweder von Einkommensarmut oder materieller Entbehrung betroffen.

Dieses Kapitel ist nicht mehr als ein Versuch, die derzeit verfügbaren Informationen zur materiellen Deprivation in einer vergleichenden Perspektive zu nutzen. Bessere Vergleichsmaße können nur durch eine stärkere Ex-ante-Standardisierung der Erhebungen gewonnen werden, mit der mehr international vergleichbare Items in die Umfragen aufgenommen würden. Angesichts der Bedeutung, die eine korrekte Messung der materiellen Deprivation für die Sozialpolitik hat, ist eine solche Standardisierung der statistischen Quellen als lohnenswerte Investition zu betrachten. Standardisierte Messgrößen sind nicht nur wichtig, um die Ergebnisse verschiedener Länder vergleichen zu können, sondern auch, um einzelne Programme zielgerechter auszurichten. Besonders wichtig ist dies in Ländern, in denen das Einkommen als Variable zur Messung der Fähigkeit zur Deckung der wirtschaftlichen Bedürfnisse nicht gut geeignet ist. Indirekt zeigt sich an Maßen der materiellen Entbehrung auch die Bedeutung der Untersuchung von Faktoren, mit denen neben der individuellen Einkommens- und Verdienstfähigkeit noch andere Elemente berücksichtigt werden, die zur Verwirklichung eines annehmbaren Lebensstandards beitragen können.

Anmerkungen

1. Callan et al. (1996) zeigen z.B. für Irland auf, dass der Anteil der Haushalte, denen es nicht gelingt, ihren Grundbedarf zu decken, erstens wesentlich geringer ist als die Zahl derer, die von Einkommensarmut betroffen sind, und dass er zweitens im Zeitverlauf abgenommen hat, obwohl die einkommensbezogene Armut gestiegen ist.
2. Absolute Schwellenwerte definieren Armut auf der Basis einer normativen Beurteilung, z.B. der Frage, was als Grundbedarf gilt oder welcher Anteil der Haushaltsmittel für Nahrungsmittelausgaben notwendig ist. Die meisten dieser Messgrößen sind zwar nicht wirklich „absolut“ – der Schwellenwert ist sowohl zeit- als auch ortsspezifisch –, sie haben aber gemeinsam, dass sie sich auf A-priori-Annahmen in Bezug auf den zu deckenden Grundbedarf stützen. Relative Einkommensmaße, wie sie in Kapitel 5 und 6 dieses Berichts verwendet werden, orientieren sich hingegen an einem willkürlich festgelegten Schwellenwert im Verhältnis zum „typischen“ Lebensstandard des jeweiligen Landes (z.B. dem Medianeinkommen).
3. Van den Bosch (2001) erörtert umfassend die subjektiven Aspekte der Deprivation und beschreibt im Einzelnen die Methoden zur Messung der subjektiven Armut. Bei Gallie und Paugam (2002) finden sich wertvolle Betrachtungen zu Fragen des sozialen Umfelds.
4. Im Ländervergleich besteht im Allgemeinen eine positive Korrelation zwischen den in Tabelle 3 von Boarini et al. (2006) aufgeführten Items (der Durchschnitt der Korrelationskoeffizienten beträgt 66%). Bei der Unfähigkeit zur Finanzierung des Grundbedarfs an Kleidung ist die höchste Korrelation mit den anderen Merkmalen zu beobachten, bei der Unfähigkeit, die Wohnung zu heizen, die geringste (wobei diese beiden Items diejenigen sind, bei denen jeweils die höchste bzw. niedrigste Variabilität im Ländervergleich verzeichnet wird).

5. Hierzu liegen allerdings nur für wenige OECD-Länder Daten vor, und diese Daten werfen zudem Interpretationsprobleme auf: Erstens weil die meisten Haushalte, die laut eigenen Angaben unter materieller Entbehrung leiden, wahrscheinlich auch Schwierigkeiten beim Zugang zu den Finanzmärkten haben, d.h. sich nur begrenzt verschulden können, und zweitens weil das Angebot an Konsumentenkrediten von den Merkmalen der Kreditmärkte abhängig ist, die in den OECD-Ländern unterschiedlich sind.

6. In den Vereinigten Staaten war dieser Anteil höher (24%), dort wurde diese Frage aber nicht allen Haushalten, sondern nur solchen gestellt, die Schwierigkeiten bei der Finanzierung unerlässlicher Ausgaben hatten. In der US-Erhebung bezog sich die Fragestellung zudem auf die Unterstützung in spezifischen Notlagen (und nicht im Allgemeinen) und war auf Personen ausgerichtet, die mit keinerlei Hilfe in einem breiteren Spektrum von (nichtfinanziellen) Situationen rechneten. Wegen dieser Unterschiede in der Fragestellung wurden die Daten für die Vereinigten Staaten nicht in die Tabelle 8 von Boarini et al. (2006) aufgenommen.

7. Beengte Wohnverhältnisse sind in Japan z.B. strenger definiert als in anderen Ländern, während sich die Fragen zur Ernährung und zu den Umweltbelastungen in den Vereinigten Staaten auf ein breiteres Spektrum von Situationen beziehen als andernorts.

8. In Australien werden die Fragen zur materiellen Deprivation von den einzelnen Haushaltsmitgliedern getrennt beantwortet. Die in diesem Abschnitt verwendeten Deprivationsdaten für Australien stützen sich auf die Angaben des Haushaltsvorstands, doch weisen Breunig et al. (2005) auf erhebliche Unterschiede in den Angaben zur materiellen Deprivation von Ehegatten bzw. zusammenlebenden Paaren hin, vor allem bei Haushalten mit mittlerem Einkommensniveau, wobei festzustellen ist, dass andere Haushaltsmitglieder häufig auf verschiedene Formen der Entbehrung hinweisen, die vom Haushaltsvorstand nicht erwähnt werden. Dies bedeutet, dass Erhebungen, die nur auf den Angaben eines repräsentativen Haushaltsmitglieds zu den finanziellen Schwierigkeiten beruhen, wichtige Informationen zur materiellen Entbehrung unberücksichtigt lassen, und es im Fall stark abweichender Einschätzungen der finanziellen Lage durch Ehegatten bzw. zusammenlebende Paare vielfach zu Fehleinstufungen von Haushalten kommen kann.

9. Dass im Vergleich zu den anderen Items ein größerer Teil der Befragten angab, finanziell nicht über die Runden zu kommen, erklärt sich aus dem allgemeineren und subjektiveren Charakter dieser Art von Frage.

10. Der Anteil der Befragten, der laut eigenen Angaben finanziell nicht über die Runden kommt, reicht von weniger als 10% in den nordischen Ländern (außer Island), Luxemburg, Österreich und Griechenland bis zu 25% oder mehr in der Tschechischen Republik, Ungarn, Irland, Italien, Polen, Portugal, der Schweiz und der Slowakischen Republik sowie in Japan und Australien. Der Anteil der Befragten, die angaben, die Wohnung nicht richtig heizen zu können, liegt in Belgien, Griechenland, Ungarn, Italien, Polen, Portugal und der Slowakischen Republik über 10%, ebenso wie der Anteil der Befragten, der laut eigenen Angaben bei der Ernährung sparen muss, in der Tschechischen Republik, Deutschland, Ungarn, Polen, der Slowakischen Republik sowie Japan und den Vereinigten Staaten. In Griechenland, Ungarn, Italien, Polen, der Schweiz, Australien und den Vereinigten Staaten berichteten über 10% der Befragten von Zahlungsrückständen bei Rechnungen von Versorgungsunternehmen, während in Griechenland und Island der gleiche Prozentsatz laut eigenen Angaben mit Miet- oder Hypothekenzahlungen in Verzug geraten ist.

11. Einige der Ansätze, die zur Ableitung einer Messgröße der Prävalenz der nichteinkommensbezogenen Armut auf der Basis eines synthetischen Maßes mehrfacher Deprivation verwendet werden könnten, sind in Anhang 7.A1 beschrieben.

12. Saunders und Adelman (2006) verwenden einen alternativen Ansatz zur Beschreibung der Relation zwischen Einkommen und materieller Deprivation. Sie betrachten den Anteil der Personen in den verschiedenen Einkommensgruppen (in absteigender Reihenfolge nach der Höhe des Einkommens), die zugleich unter materieller Deprivation leiden. Ihre Ergebnisse zeigen, dass die Gradiente in Australien steiler und konstanter verläuft als im Vereinigten Königreich.

13. In den 24 OECD-Ländern, für die Daten vorliegen, ist das Deprivationsrisiko von Personen im Alter von 66 bis 75 Jahren sowie über 75 Jahren bezogen auf die Zahl der Personen mit zwei oder mehr Deprivationsmerkmalen 62% bzw. 60% geringer als für die Gesamtbevölkerung, während es bezogen auf die Zahl der Personen mit drei oder mehr Deprivationsmerkmalen nur 47% bzw. 43% geringer ist.

14. Was Haushalte mit älterem Vorstand anbelangt, decken sich die Muster mit den altersabhängigen Deprivationsprofilen. Für Haushalte, deren Vorstand das Rentenalter erreicht hat, liegt das Deprivationsrisiko durchgehend unter dem der Gesamtbevölkerung, selbst wenn der Betroffene alleinstehend und nicht erwerbstätig ist. Nur in Österreich, Griechenland, Polen und Portugal ist der Anteil der alleinstehenden Älteren, die zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen, (geringfügig) höher als in der Gesamtbevölkerung.

15. Aus Tabelle 7.A2.1 (verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*) lässt sich noch eine Reihe anderer Muster ablesen: Erstens steigt der Umfang der Überschneidungen bei einer gegebenen Zahl von Deprivationsmerkmalen, wenn die Einkommensschwelle höher angesetzt wird. Unter den Personen, die laut eigenen Angaben zwei oder mehr Deprivationsmerkmale aufweisen, verfügen im OECD-Raum 30% über ein Einkommen, das unter 60% des Medianeinkommens liegt, wohingegen dieser Anteil auf 10% sinkt, wenn die Einkommensschwelle mit 40% des Medianeinkommens angesetzt wird. Bei Betrachtung von Personen mit drei oder mehr Deprivationsmerkmalen beläuft sich der entsprechende Anteil auf 37% bzw. 13%. Zweitens nehmen die Überschneidungen bei einer gegebenen Einkommensschwelle zu, wenn eine größere Zahl von Deprivationsmerkmalen betrachtet wird (für Personen mit einem Einkommen von weniger als 60% des Medianeinkommens erhöhen sie sich z.B. von 30% bei Begrenzung auf zwei oder mehr Deprivationsmerkmale auf 37% bei Ausweitung auf drei oder mehr Merkmale).

Literaturverzeichnis

Boarini, R. und M. Mira d'Ercole (2006), "Measures of Material Deprivation in OECD Countries", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper,* No. 37, OECD, Paris.

Bradshaw, J. und N. Finch (2003), "Overlaps in Dimensions of Poverty", *Journal of Social Policy*, Vol. 32, No. 4.

Breunig, R., D. Cobb-Clark, X. Gong und D. Venn (2005), "Disagreement in Partner Reports of Financial Difficulty", *IZA Discussion Paper,* No. 1624, Bonn, Mai.

Callan, T., B. Nolan und C.T. Whelan (1993), "Resources, Deprivation and the Measurement of Poverty", *Journal of Social Policy,* Vol. 22, No. 2.

Callan, T., B. Nolan, B.J. Whelan, C.J. Whelan und J. Williams (1996), *Poverty in the 1990s: Evidence from the 1994 Living in Ireland Survey*, Oak Tree Press, Dublin.

Desai, M. und A. Shah (1988), "An Econometric Approach to the Measurement of Poverty", *Oxford Economic Papers,* Vol. 40, No. 3.

Eurostat (2002), *Zweiter Bericht über Einkommen, Armut und soziale Ausgrenzung,* Europäische Sozialstatistik, Luxemburg.

Gallie, D. und S. Paugam (2002), *Soziale Prekarität und soziale Integration,* Bericht für die Europäische Kommission Generaldirektion Beschäftigung.

Gordon, D., R. Levitas, C. Pantazis, D. Patsios, S. Payne und P. Townsend (2000), *Poverty and Social Exclusion in Britain,* Joseph Rowntree Foundation, York.

Jensen, J., M. Spittal, S. Crichton, S. Sathiyandra und V. Krishnan (2002), "Direct Measures of Living Standards: the New Zealand ELSI Scale", Ministry of Social Development, Wellington.

Kangas, O. und V.-M. Ritakallio (1998), "Different Methods – Different Results? Approaches to Multidimensional Poverty", in H.-J. Andress (Hrsg.), *Empirical Poverty Research in a Comparative Perspective*, Aldershot, Ashgate.

Layte, R., B. Maître, B. Nolan und C.T. Whelan (2001), "Persistent and Consistent Poverty in the 1994 and 1995 waves of the European Community Household Panel", *Review of Income and Wealth,* Vol. 47, No. 4.

Mack, J. und S. Lansley (1985), *Poor Britain*, Allen and Unwin, London.

Nolan, B. und C. Whelan (1996), "Measuring Poverty using Income and Deprivation Indicators: Alternative Approaches", *Journal of European Social Policy,* Vol. 6, No. 3.

OECD (2006), *Gesellschaft auf einen Blick – OECD-Sozialindikatoren 2006,* Paris.

Perry, B. (2002), "The Mismatch Between Income Measures and Direct Outcome Measures of Poverty", *Social Policy Journal of New Zealand*, Vol. 19.

Piachaud, D. (1981), "Peter Townsend and the Holy Grail", *New Society,* Vol. 57.

Saunders, P. und L. Adelman (2006), "Income Poverty, Deprivation and Exclusion: A Comparative Study of Australia and Britain", *Journal of Social Policy,* Vol. 35, No. 4.

Sen, A.K. (1983), "Poor, Relatively Speaking", *Oxford Economic Paper*, No. 35.

Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom*, Harmondsworth, Penguin.

Van den Bosch, K. (2001), *Identifying the Poor: Using Subjective and Consensual Measures*, Ashgate, Aldershot.

Whelan, C.T., R. Layte und B. Maître (2002), "Persistent Deprivation in European Union", *Schmollers Jahrbuch: Journal of Applied Social Sciences,* Vol. 122, S. 1-24.

ANHANG 7.A1

Prävalenz nichteinkommensbezogener Armut auf der Grundlage einer synthetischen Messgröße mehrfacher Deprivation

Wie in diesem Kapitel beschrieben, ermöglichen die Daten über Personen, die von verschiedenen Formen der Entbehrung betroffen sind, die Identifizierung einer Reihe von Verteilungsmustern; schwieriger ist es jedoch, aus ihnen eine summarische Messgröße der nichteinkommensbezogenen Armut auf der Grundlage der Häufigkeit mehrfacher Deprivation abzuleiten. Dies hat sowohl praktische als auch konzeptuelle Gründe. Bei den praktischen Gründen handelt es sich in erster Linie um die unterschiedliche Formulierung der Fragebogen in den verschiedenen Ländern, auf die bereits hingewiesen wurde. Die konzeptuellen Aspekte beziehen sich im Wesentlichen auf zwei Fragen:

- Die erste Frage ist die der Bedeutung, die den einzelnen Deprivationsmerkmalen beizumessen ist. Dabei geht es hauptsächlich um die Unterscheidung zwischen Messgrößen, in denen allen sieben betrachteten Deprivationsmerkmalen das gleiche Gewicht gegeben wird, und solchen, in denen diese verschiedenen Merkmale entsprechend ihrer Verbreitung in der Gesamtbevölkerung gewichtet werden, was heißt, dass das Fehlen von Lebensstandarditems, über die ein größerer Teil der Bevölkerung verfügt, eine höhere Gewichtung erhält.
- Die zweite Frage betrifft die verwendete Deprivationsgrenze[1]. Diese kann sich an einer absoluten Zahl von Deprivationsmerkmalen (z.B. Fehlen von zwei oder mehr Lebensstandarditems) oder einem Vielfachen der Zahl der Deprivationsmerkmale orientieren, die für die Bevölkerung insgesamt gemessen wird.

Da es für diese beiden Fragen keine eindeutigen Lösungen gibt, sind in Tabelle 7.A1.1 verschiedene Messgrößen der nichteinkommensbezogenen Armut sowie Einkommensarmutsquoten (bei Zugrundelegung unterschiedlicher Armutsgrenzen) wiedergegeben, die sich auf dieselben Umfragen stützen[2]. In der ersten Spalte sind Werte für eine ungewichtete Deprivationsquote (alle Deprivationsmerkmale haben dasselbe Gewicht) angegeben, wobei die Zahl der Deprivationsitems, ab der die Betroffenen als „arm“ eingestuft werden, im Ländervergleich schwankt. Dies ergibt sich daraus, dass der Grenzwert jeweils mit dem Doppelten der Durchschnittszahl der Deprivationsmerkmale angesetzt ist, die für die Gesamtbevölkerung gemessen wird[3]. In der Praxis bedeutet dies, dass die Deprivationsgrenze in den meisten Ländern bei zwei Items liegt, in der Tschechischen Republik, Griechenland, Ungarn, Italien, Portugal, der Schweiz, der Slowakischen Republik, Australien, Japan und den Vereinigten Staaten aber bei drei und in Polen bei vier. Nach dieser Messgröße sind im Durchschnitt der in Tabelle 7.A1.1 betrachteten OECD-Länder 14% der Bevölkerung von mehrfacher Deprivation betroffen, was in etwa der durchschnittlichen Einkommensarmutsquote entspricht (bei einer Armutsgrenze von 60%). In Griechenland, Polen, der Slowakischen Republik und Ungarn liegt diese ungewichtete summarische Messgröße der Deprivation über 20% und in Dänemark, Finnland, Luxemburg, den Niederlanden, Norwegen, Österreich und Schweden unter 10%. Nach diesem Maß beläuft sich die Deprivationsquote in Irland, dem Vereinigten Königreich, Australien, Japan und den Vereinigten Staaten auf etwa die Hälfte der Armutsquote (bei einer Armutsgrenze von 60% des Medianeinkommens), beträgt in Ungarn und

Tabelle 7.A1.1 **Summarische Messgröße der materiellen Deprivation und der Einkommensarmut bei Anwendung verschiedener Grenzwerte**

Auf der Basis individueller Daten

	Summarische Messgröße der materiellen Deprivation				Einkommensarmutsquote		
	Ungewichtet	Gewichtet					
	Deprivationsgrenze:				Armutsgrenze:		
	Doppelte des Mittelwerts	20%	30%	Doppelte des Mittelwerts	60% des Median-einkommens	50% des Median-einkommens	40% des Median-einkommens
Europäische Länder							
Belgien	15.2	10.8	6.6	8.5	15.6	9.0	3.7
Dänemark	7.6	8.2	3.3	4.4	11.1	5.5	2.7
Deutschland	12.6	11.0	5.2	7.0	14.2	8.2	3.9
Finnland	8.9	10.4	4.1	6.5	12.3	5.7	2.3
Frankreich	16.4	16.4	8.9	11.0	14.0	7.0	2.8
Griechenland	22.8	32.8	20.6	13.6	19.4	12.2	7.0
Irland	12.4	11.5	6.7	7.9	21.2	12.5	5.4
Island	15.2	16.2	6.9	10.5	12.1	7.0	4.2
Italien	13.7	19.6	12.8	12.8	19.2	12.2	6.9
Luxemburg	9.2	4.8	3.4	4.4	13.1	8.0	3.0
Niederlande	9.8	8.1	4.1	6.4	10.6	6.6	4.2
Norwegen	8.8	9.2	4.3	5.3	10.1	5.3	3.0
Österreich	9.4	5.3	2.8	4.8	13.4	7.1	3.4
Polen	21.7	43.1	25.5	17.3	22.4	16.9	11.9
Portugal	16.1	18.3	8.5	8.5	21.6	13.9	8.3
Schweden	8.1	8.6	3.8	6.0	9.4	5.0	2.8
Slowak. Rep.	24.4	35.7	19.0	12.6	13.8	8.2	4.5
Spanien	15.7	9.5	4.7	7.1	21.4	14.6	8.8
Tschech. Rep.	15.8	29.4	16.4	12.7	11.5	5.8	3.0
Ungarn	25.5	35.4	22.9	15.0	13.9	7.8	3.8
Nichteuropäische Länder							
Australien	9.9	12.7	6.4	10.5	20.6	13.6	6.0
Japan	10.6	10.5	4.3	6.8	20.1	15.0	8.7
Ver. Staaten	12.1	22.8	13.9	13.9	23.7	16.5	10.5
Durchschnittswerte							
EU21	14.5	16.5	9.1	8.7	15.3	9.2	5.0
Nicht-EU3	10.9	15.3	8.2	10.4	21.4	15.0	8.4
OECD24	14.0	16.6	9.2	9.0	15.9	9.7	5.3

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423114348677

Anmerkung: Die in der ersten Spalte angegebenen Deprivationsquoten orientieren sich an einem Grenzwert, der mit dem Doppelten der Zahl der Deprivationsmerkmale der Gesamtbevölkerung angesetzt ist, d.h. dem Doppelten der Differenz zwischen der Zahl der betrachteten Items (7) und der durchschnittlichen Zahl der vorhandenen Items (vgl. Abb. 7.2). In der Praxis liegt dieser Grenzwert in Österreich, Belgien, Deutschland, Dänemark, Spanien, Finnland, Frankreich, Irland, Island, Luxemburg, den Niederlanden, Norwegen, Schweden, dem Vereinigten Königreich sowie Japan bei 2, in der Tschechischen Republik, Griechenland, Ungarn, Italien, Portugal, der Schweiz und der Slowakischen Republik sowie in Australien und den Vereinigten Staaten bei 3 und in Polen bei 4.

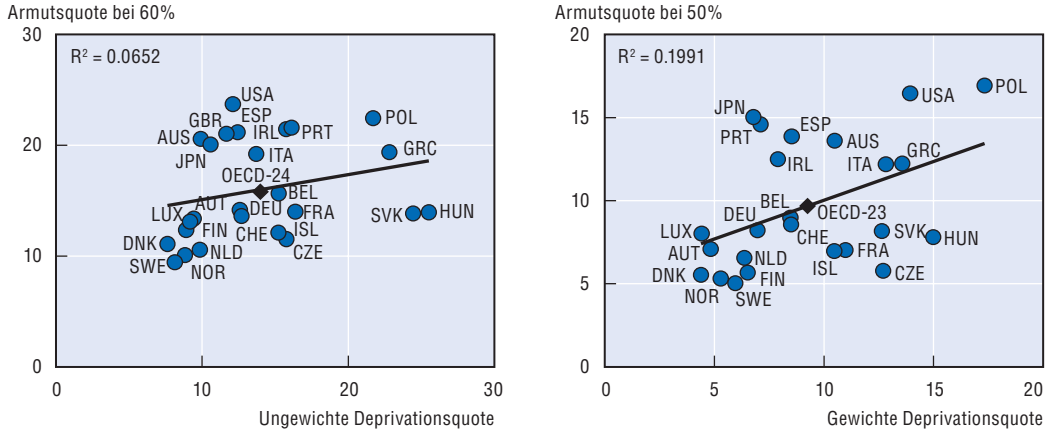
Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

der Slowakischen Republik aber annähernd das Doppelte (Abb. 7.A1.1, linker Teil). Die Korrelation zwischen der Deprivations- und der Armutsquote ist zwar positiv, aber schwach.

Eine andere Methode zur Berechnung einer summarischen Messgröße der mehrfachen Deprivation besteht in der „Gewichtung" jedes Items entsprechend seiner allgemeinen Verbreitung. Die Gewichtung hat den Vorteil, dass sie die Umwandlung der diskreten 1- bis 7-Deprivationsskala in eine kontinuierliche Skala ermöglicht, die von 0 (für Personen, die keines der betrachteten Deprivationsmerkmale aufweisen) bis 1 (für Personen, die alle Deprivationsmerkmale aufweisen) reicht; ihr Nachteil ist, dass die Gewichtungen empfindlich auf Ausreißer reagieren[4]. In Anhangstabelle 7.A1.1

Abbildung 7.A1.1 **Zusammenhang zwischen einer summarischen Messgröße der materiellen Deprivation und Quoten der Einkommensarmut**

Auf der Basis individueller Daten



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423021363648

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener Haushaltserhebungen.

sind summarische Messgrößen der „gewichteten" Deprivation angegeben, die sich auf drei verschiedene Grenzwerte beziehen: 20% und 30% der Items (gemeinsamer Grenzwert für alle Länder) sowie das Doppelte der Durchschnittszahl der Deprivationsmerkmale der Gesamtbevölkerung (relativer Grenzwert, der in den einzelnen Ländern unterschiedlich hoch ist). Im Durchschnitt (der 22 berücksichtigten OECD-Länder) beträgt die gewichtete Deprivationsquote bei Verwendung eines relativen Grenzwerts 9%, wobei die Werte von 12% und mehr in Griechenland, Polen, der Slowakischen Republik, der Tschechischen Republik, Ungarn und den Vereinigten Staaten bis zu unter 5% in Dänemark, Luxemburg und Österreich reichen. Diese summarische Messgröße der mehrfachen Deprivation liegt im Durchschnitt nahe der Einkommensarmutsquote bei Anwendung einer Armutsgrenze von 50% des Medianeinkommens, allerdings sind auch hier große Unterschiede zwischen den Ländern festzustellen. In Japan, Luxemburg und Spanien liegt die summarische Messgröße der mehrfachen Deprivation deutlich unter der Armutsquote, während sie in der Tschechischen Republik, der Slowakischen Republik, Frankreich, Island und Ungarn deutlich darüber liegt (Abb. 7.A1.1, linker Teil). Die Korrelation zwischen diesem Maß der mehrfachen Deprivation und der Einkommensarmutsquote ist zwar höher als im Fall der „ungewichteten" Messgröße, im Ländervergleich ist aber immer noch eine große Streuung festzustellen.

Anmerkungen

1. Townsend (1979) ist der Ansicht, dass bei Personen mit einem Wert von gleich oder größer 5 auf der Deprivationsskala davon ausgegangen werden kann, dass sie unter Entbehrung leiden. Daraus leitet er eine Einkommensschwelle ab, die dem Niveau entspricht, unter dem die Deprivationswerte überproportional zunehmen. In den meisten Untersuchungen der materiellen Deprivation wird ein absoluter Standard verwendet, der in der Regel durch die Festlegung einer Mindestzahl von Items definiert wird, wobei als „arm" gilt, wer (mindestens) diese Zahl von Deprivationsmerkmalen aufweist. Andere Ansätze stützen sich auf einen „relativen" Grenzwert, bei dem Armut als Fehlen einer bestimmten Zahl von Lebensstandardmerkmalen definiert ist, deren Höhe so festgelegt ist, dass die Zahl der Personen, auf die sie Anwendung findet, der Zahl der Einkommensarmen entspricht (Layte et al., 2001). Diese Vorgehensweise ist allerdings weniger sinnvoll, wenn es darum geht, eine unabhängige Messgröße der nichteinkommensbezogenen Armut zu entwickeln, die parallel zu den Einkommensarmutsquoten verwendet werden kann.

2. Die Einkommensarmutsquoten in Tabelle 7.A1.1 liegen sehr nahe an den Werten, die ausgehend von dem OECD-Fragenbogen zur Einkommensverteilung in Kapitel 5 ermittelt wurden, wobei sich der Korrelationskoeffizient bei einer Armutsgrenze von 50% des Medianeinkommens auf 0,88 und bei einer Armutsgrenze von 60% auf 0,91 beläuft.

3. Dabei handelt es sich um eine analoge Vorgehensweise zur Verwendung einer mit 50% des Medianeinkommens angesetzten Armutsgrenze. Hier wird statt des Medians der Mittelwert genommen, weil die mediane Anzahl der Deprivationsmerkmale in der Regel null ist. Dieser Ansatz bedeutet, dass der Grenzwert mit 2 angesetzt wird, wenn die Bevölkerung durchschnittlich über sechs der sieben Lebensstandarditems verfügt (d.h. durchschnittlich nur ein Deprivationsmerkmal aufweist). Die Zahl der Deprivationsmerkmale wird dabei auf die nächsthöhere ganze Zahl aufgerundet (d.h. beispielsweise von 1,5 auf 2).

4. Wenn der Anteil der Personen an der Gesamtbevölkerung, die ein bestimmtes Deprivationsmerkmal aufweisen, sehr niedrig ist, erhalten die anderen Deprivationsmerkmale eine sehr geringe Gewichtung (diese tendiert gegen null). Aus diesem Grund sind in Tabelle 7.A1.1 keine „gewichteten" Deprivationsquoten für das Vereinigte Königreich angegeben.

TEIL IV

Weitere Dimensionen der Ungleichheit

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

TEIL IV

Kapitel 8

Intergenerative Mobilität: Wird die Einkommensungleichheit dadurch kompensiert oder verstärkt?*

Einkommens-, Bildungs-, Berufs- und Persönlichkeitsmerkmale werden gewöhnlich von den Eltern an die Kinder weitergegeben, insbesondere am obersten und untersten Ende der Verteilung. Länder mit niedrigerer intergenerativer Mobilität weisen in der Regel größere Einkommensdisparitäten zu einem gegebenen Zeitpunkt sowie höhere Bildungserträge auf, was nahelegt, dass die Bildungssysteme und die Strategien, die Eltern für die Bildung ihrer Kinder nutzen, ein ganz entscheidender Faktor bei der Weitergabe von Nachteilen von einer Generation zur anderen sind.

* Dieses Kapitel wurde von Anna Cristina D'Addio, OECD-Abteilung für Sozialpolitik, verfasst und stützt sich auf D'Addio (2007). Besonderer Dank gilt Mark Pearson und Marco Mira d'Ercole für ihre nützlichen Kommentare und Patrick Hamm für die redaktionelle Unterstützung.

Einführung

Viele OECD-Länder sorgen sich zu Recht um die intergenerative Mobilität, d.h. das Ausmaß, in dem positive oder negative Merkmale von einer Generation zur nächsten weitergegeben werden. Wenn Kinder einen Großteil ihrer wirtschaftlichen Stellung oder andere wichtige soziale Merkmale von ihren Eltern „erben", wird dies weithin als Ungerechtigkeit und als ein Mangel an Chancen empfunden. Gesellschaften, die in hohem Maße durch die Weitergabe von sozialem und wirtschaftlichem Status von einer Generation zur anderen gekennzeichnet sind, werden nicht nur mit größerer Wahrscheinlichkeit als „ungerecht" angesehen, sondern sind möglicherweise auch weniger produktiv als solche, in denen es mehr Chancengleichheit für alle gibt, da sie die Talente und Kompetenzen der Jugendlichen aus sozial benachteiligten Verhältnissen vergeuden[1].

Gestützt auf eine eingehendere Untersuchung der intergenerativen Mobilität von D'Addio (2007) fasst dieses Kapitel die wesentlichen empirischen Belege für das Ausmaß der Weitergabe von Einkommensunterschieden von einer Generation zur nächsten zusammen. Der erste Abschnitt liefert einen Überblick über die vorliegenden Daten zur Weitergabe von Einkommen und Bildung zwischen den Generationen und identifiziert zugleich die wichtigsten Faktoren, die dazu beitragen. Anschließend werden einige der zentralen Politikimplikationen der intergenerativen Übertragung von Benachteiligung erörtert, wobei besondere Aufmerksamkeit Maßnahmen gilt, mit denen sich die ungleichen Startbedingungen, die die Bildungs- und Erfolgschancen im späteren Leben beeinträchtigen, reduzieren lassen. Der Werdegang der Kinder wird hier aus einer Lebenszyklusperspektive analysiert; unter diesem Blickwinkel muss das Ausmaß, in dem Lebenschancen der Kinder durch die Lebensumstände und Verhaltensweisen der Eltern positiv oder negativ beeinflusst werden, bei der Konzipierung von Maßnahmen, die darauf abzielen, Kindern „den bestmöglichen Start ins Leben zu geben", unbedingt Rechnung getragen werden.

Intergenerative Weitergabe von Benachteiligung: ein Überblick

Einkommens-, Bildungs-, Berufs- und Persönlichkeitsmerkmale setzen sich in allen OECD-Ländern von einer Generation zur nächsten fort. Das Ausmaß dieser Persistenz kann in den verschiedenen Bereichen jedoch unterschiedlich sein. So ist es z.B. möglich, dass es im Hinblick auf Bildung, Beruf oder sogar die Persönlichkeitszüge einen hohen Grad an Mobilität gibt, der sich aber nicht in gleichem Maße im Einkommen widerspiegelt (z.B. weil das Einkommen innerhalb einer Berufssparte stark variieren kann)[2]. Die Folgen der intergenerativen Weitergabe werden sich auch in Abhängigkeit von den Eigenschaften der Betreffenden jeweils unterschiedlich darstellen. So hat z.B. die Beständigkeit eines niedrigen Einkommens andere Effekte als die eines hohen Einkommens, und das Aufwachsen in einem einkommensschwachen Milieu kann mit anderen Formen der Benachteiligung einhergehen.

Wenngleich sich diese Analyse auf die Weitergabe individueller Eigenschaften von einer Generation zur nächsten konzentriert, sollte betont werden, dass mehrere Faktoren das Ausmaß dieser Weitergabe beeinflussen. Ein Faktor ist der makroökonomische Kontext in den jeweiligen Ländern. So haben z.B. viele Kinder von besseren wirtschaftlichen und sozialen Bedingungen profitiert als ihre Eltern, hauptsächlich dank des starken Wirtschaftswachstums der letzten 50 Jahre, das mehr Chancen eröffnete, in höher qualifizierte, besser bezahlte Stellen aufzusteigen. Das allgemeine Tempo des Wirtschaftswachstums ist jedoch nur einer von mehreren Faktoren: Je ungleicher eine Gesellschaft ist, desto schwerer ist es, auf der sozialen Leiter höher zu kommen, einfach weil die Kinder dann eine größere Kluft zu überwinden haben.

Intergenerative Weitergabe von Einkommen

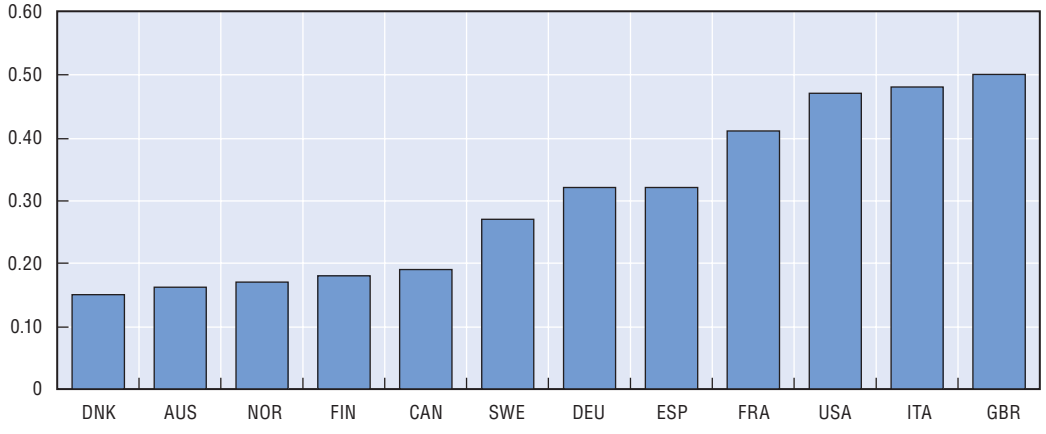
Was wissen wir über die intergenerative Weitergabe von Einkommen?

Die intergenerative Einkommensmobilität wird allgemein an dem Anteil der relativen Einkommensdifferenzen zwischen allen Erwachsenen zu einem gegebenen Zeitpunkt gemessen, der an deren Kinder weitergegeben wird: Je höher dieser Anteil (oder die Elastizität) ist, desto niedriger ist die intergenerative Einkommensmobilität. Die meisten Studien konzentrieren sich auf die *Erwerbseinkommen von Vätern und Söhnen*, da das Familieneinkommen schwerer zu messen und komplexer zu interpretieren ist. Seltener sind Studien über die Weitergabe von Einkommensunterschieden zwischen Vätern und Töchtern, trotz des steigenden Bildungsniveaus und der verstärkten Arbeitsmarktteilnahme jüngerer Frauenkohorten[3].

Im Allgemeinen deuten die verfügbaren Daten darauf hin, dass eine bestimmte Einkommenssituation bei Arbeitsverdiensten – aber auch Einkommen aus Vermögenswerten und Sozialleistungen – über Generationen fortbesteht. Ferner geht daraus hervor, dass sich Benachteiligungen in sozial schwachen Haushalten in der Regel verfestigen. Ein ungünstiger familiärer Hintergrund – zum Beispiel niedriger Bildungsstand, schlechte Gesundheit, Alleinerzieherhaushalt oder Nichterwerbsbeteiligung – verstärkt tendenziell die Persistenz von Armut. Ebenso kann auch das Aufwachsen in Gegenden, die durch eine hohe Konzentration von Armut gekennzeichnet sind, zu intergenerativer Armut, langfristiger Transferabhängigkeit, krimineller Viktimisierung und Familienzusammenbrüchen beitragen[4].

Die intergenerative Einkommensmobilität variiert unter den OECD-Ländern erheblich: So werden z.B. in einigen der nordischen Länder, wie auch in Australien und Kanada, weniger als 20% der Unterschiede beim elterlichen Einkommen an die Kinder weitergegeben, gegenüber 40-50% in manchen anderen Ländern, darunter Italien, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten (Abb. 8.1). In diesen letztgenannten Ländern entscheiden die Eltern mehr als in anderen über Erfolg oder Misserfolg ihrer Kinder, entweder direkt (durch Geldtransfers von einer Generation zur nächsten oder zusätzliche Investitionen in das Fortkommen ihrer Kinder) oder indirekt (durch das Wohnen in einer guten Gegend oder eine bestimmte ethnische Herkunft). Ganz einfach ausgedrückt bedeutet ein Elastizitätswert von 0,50 – wie in Italien oder dem Vereinigten Königreich –,

Abbildung 8.1 **Schätzungen der intergenerativen Elastizität der Erwerbseinkommen in ausgewählten OECD-Ländern**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423132685118

Anmerkung: Die Höhe der einzelnen Balken repräsentiert die beste Punktschätzung der intergenerativen Elastizität der Erwerbseinkommen, entsprechend der Meta-Analyse von Corak (2006), die für einige Länder mit Schätzungen aus nationalen Studien verknüpft wurde. Höhere Parameter deuten auf eine höhere Persistenz der Erwerbseinkommen unter den Generationen (d.h. eine niedrigere intergenerative Mobilität) hin.

Quelle: D'Addio (2007) nach Corak (2006) für alle Länder außer Italien, Spanien und Australien. Im Fall dieser Länder stammen die Schätzungen von Leigh (2006) für Australien, Hugalde Sanchèz (2004) für Spanien und Piraino (2006) für Italien.

dass durchschnittlich 50% des relativen Unterschieds zwischen den Elterneinkommen an die Kinder weitergegeben werden. Eine Elastizität von 0,15 (wie in Dänemark) impliziert, dass nur 15% der Differenz zwischen den Elterneinkommen an die Kinder weitergegeben werden. Der „absolute" Effekt einer bestimmten Elastizität wird natürlich in ungleicheren Gesellschaften größer sein[5].

Belege für niedrigere Mobilität am unteren Ende der Einkommensverteilung finden sich in vielen Studien zu einzelnen Ländern[6]. Jäntti et al. (2006), die sechs Länder (Dänemark, Finnland, Norwegen, Schweden, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten) vergleichen, stellen eine niedrigere Mobilität an den Rändern der Verteilungen fest und argumentieren, dass dies das Muster bei der männlichen intergenerativen Mobilität in den verschiedenen Ländern erklären könnte. Die dieser Studie entnommene Tabelle 8.1 zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit, dass sich ein Sohn im selben Einkommensquintil wie sein Vater befindet, im obersten und im untersten Quintil stets am größten ist, wobei die Wahrscheinlichkeit in den Vereinigten Staaten im untersten Einkommensquintil besonders hoch ist.

Tabelle 8.1 **Intergenerative Mobilität über die Einkommensverteilung**

Wahrscheinlichkeit, dass der Sohn sich im selben Einkommensquintil wie sein Vater befindet

	Dänemark	Finnland	Norwegen	Schweden	Vereinigtes Königreich	Vereinigte Staaten
1. Quintil	0.25	0.28	0.28	0.26	0.30	0.42
2. Quintil	0.25	0.22	0.24	0.23	0.23	0.28
3. Quintil	0.22	0.22	0.22	0.22	0.19	0.26
4. Quintil	0.22	0.23	0.22	0.22	0.25	0.25
5. Quintil	0.36	0.35	0.35	0.37	0.35	0.36

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423230758402

Quelle: Nach der Diagonalen der von Jäntti et al. (2006) geschätzten Übergangsmatrizen.

Mehrere Studien zeigen, dass niedrige Mobilität am unteren Ende der Verteilung die Vererbung der Armut von einer Generation zur nächsten verstärkt[7]. Wenn die Mobilität am unteren Ende der Einkommensverteilung sehr niedrig ist, besteht bei Aufwachsen in einer Familie, die von Sozialhilfe lebt, eine größere Wahrscheinlichkeit, später selbst Sozialhilfeempfänger zu werden. Auch wenn die vorhandenen Forschungsarbeiten keinen Ländervergleich des Ausmaßes der intergenerativen Weitergabe von Sozialhilfeabhängigkeit erlauben, bestätigen sie doch, dass dieses Phänomen in vielen OECD-Ländern existiert[8]. Diese Weitergabe erfolgt durch verschiedene Mechanismen, wovon einige kausal sind und andere nicht, darunter die Art und Weise, wie die Sozialpolitik konzipiert und umgesetzt wird. Zum Beispiel können die Bedingungen für den Leistungsanspruch und die Betonung von aktiven gegenüber passiven Maßnahmen zu unterschiedlichen intergenerativen Mustern bei der Übertragung des Sozialhilfeempfängerstatus von einer Generation zur anderen führen – wobei passive Programme eine höhere intergenerative Weitergabe wahrscheinlich mehr fördern als aktive (Corak et al., 2004). So könnte z.B. die starke intergenerative Korrelation des Sozialhilfeempfängerstatus, die in den Vereinigten Staaten beobachtet wird, mit der Konzeption des entsprechenden Programms (in seiner Form von vor 1996) und seiner Zielgruppenorientierung zusammenhängen.

Die Vererbung von Armut und, allgemeiner noch, von Ungleichheit stellt die Gewährleistung gleicher Chancen in Frage und führt zu wirtschaftlichen Ineffizienzen. Die Identifizierung der Faktoren, die am meisten zur Weitergabe von Einkommensunterschieden von einer Generation zur nächsten beitragen, wird demnach zu einem besseren Verständnis der erforderlichen Politiken für eine Reduzierung der Armutspersistenz verhelfen. So könnten Maßnahmen zur Verbesserung der Bildung, der Gesundheit, der Beschäftigungssysteme, der geografischen Mobilität und der Revitalisierung der Städte in der Tat dazu beitragen, den Teufelskreis der Armut durch ihren Einfluss auf die intergenerative Einkommensmobilität zu brechen.

Wodurch wird das Ausmaß der intergenerativen Einkommensweitergabe bestimmt?

Tabelle 8.2 fasst die in mehreren empirischen Studien gewonnenen Erkenntnisse in Bezug darauf zusammen, in welcher Weise verschiedene Faktoren zur Weitergabe von Einkommen über Generationen hinweg beitragen. Wenngleich die meisten dieser Studien darauf hindeuten, dass der Einfluss der Bildung und des familiären Wohlstands im Allgemeinen recht groß ist, verweisen sie auch auf die Bedeutung anderer Faktoren.

- Vermögen, das von den Eltern an die Kinder weitergegeben wird, beeinflusst deren Einkommen auf verschiedene Weise: direkt, in Form von Schenkungen und Vermächtnissen, die den finanziellen Besitz der Kinder mit unterschiedlichem Hintergrund erhöhen, und indirekt, wenn das Vermögen der Eltern dadurch zum Einkommen der späteren Erwachsenen beiträgt, dass es ihnen eine bessere Ernährung, Gesundheit und Bildung ermöglicht, den Zugang zu guten Wohnmöglichkeiten und Wohnvierteln erleichtert und ein Startkapital an die Hand gibt, das für zahlreiche Aktivitäten unerlässlich ist (vgl. z.B. Blanchflower und Oswald, 1998). Der vielleicht wichtigste intergenerative Effekt von Vermögen ist, dass es die Bedeutung von Kapitalmarktversagen reduziert. In einer perfekten Welt würde der familiäre Hintergrund keinerlei Einfluss darauf haben, ob einem Antrag auf Gewährung eines Kapitalmarktdarlehens zur Finanzierung von Humankapitalinvestitionen stattgegeben wird. In der Praxis ist es jedoch schwierig, ein Darlehen auf zukünftiges Einkommen zu erhalten, und ein Mangel an finanziellen Ressourcen wirkt sich auf Investitionen in Humankapital aus (Becker und Tomes, 1979). Unter solchen Bedingungen werden Eltern mit niedrigem Einkommen zu wenig in das Humankapital ihrer Kinder investieren, wodurch der Teufelskreis der Armut schwerer zu durchbrechen wird. Vermögenstransfers können sich auch indirekt auf die intergenerative Einkommensmobilität auswirken, wenn sie die Charakterzüge beeinflussen, die für wirtschaftlichen Erfolg wichtig sind, wie Sparneigung und Lernbereitschaft, Arbeitseinstellung und mit Risiken verbundene Verhaltensweisen[9].
- Genetische Faktoren spielen ebenfalls eine Rolle, wenngleich die Mechanismen, die ihrem Beitrag zur Vererbung von Einkommen zu Grunde liegen, weitgehend ungeklärt sind. Nach den vorliegenden Erkenntnissen trägt die Vererbung des IQ sehr wenig zur Korrelation des intergenerativen Einkommens bei. Andere vererbte Züge, wie Persönlichkeitsmerkmale (und Verhaltensweisen – wenngleich diese nicht ausschließlich genetisch bestimmt sind), scheinen wichtige Weitergabekanäle zu sein. Die ethnische Herkunft der Betreffenden trägt ebenfalls zur Weitergabe von Einkommen an die nächste Generation bei. Dies kann daran liegen, dass die ethnische Zugehörigkeit den Prozess der Akkumulation von Humankapital als externer Faktor beeinflusst (Borjas, 1992). Dieser „Spillover-Effekt" kommt hauptsächlich über die geografische Konzentration von Personen gleicher Herkunft zum Tragen und unterscheidet sich von dem Effekt, den das Wohnviertel ausübt: Selbst innerhalb eines Viertels werden Kinder wahrscheinlich eher mit anderen derselben ethnischen Gruppe angehörenden Personen Umgang pflegen, so dass der Einfluss der Angehörigen derselben ethnischen Gruppe den anderer Nachbarn überwiegt.
- Wenngleich hinsichtlich der langfristigen Kausaleffekte des Wohnviertels keine eindeutige Klarheit besteht, legen einige Studien doch nahe, dass die lokalen Bedingungen eine wichtige Rolle bei der Erklärung der intergenerativen Weitergabe von Einkommen spielen. So steht z.B. das Aufwachsen in einer „guten" Wohngegend mit niedriger Arbeitslosigkeit in Zusammenhang mit einem höheren Erwerbseinkommen bei dem späteren Erwachsenen. Ob die Eltern erwerbstätig sind, ist für das spätere Einkommen der Kinder ebenfalls von Bedeutung, und zwar unabhängig von ihrem jeweiligen Arbeitsverdienst. Mit anderen Worten kann davon ausgegangen werden, dass das positive Vorbild erwerbstätiger Eltern die eigene Einstellung der Kinder zur Arbeit beeinflusst.
- Ein weiterer Faktor bei der intergenerativen Weitergabe von Einkommen ist die Struktur des Haushalts. Zum Beispiel ist die Korrelation mit dem Einkommen der Eltern beim erstgeborenen Kind höher als bei seinen Geschwistern. Falls Homogamie vorliegt (d.h. wenn man einen Partner mit vergleichbarem Bildungsniveau und Verdienstpotenzial heiratet oder mit diesem Kinder bekommt), ist es wahrscheinlicher, dass die Kinder Einkommen erzielen werden, die denen ihrer Eltern ähneln.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 8.2 **Was erklärt die Korrelation der Einkommen über mehrere Generationen?**

Variable	Effekt		Studie	Beispiele
	Stärke	+/–		
Bildung				
Bildungsabschluss bzw. Bildungsniveau der Eltern	Groß und signifikant	+(*)	Blanden et al. (2006); Osborne (2005); Bowles et al. (2005); Rumberger (2006); Blanden (2005a); Piraino (2006)	Unterschiedliche Bildungsniveaus – in Bildungsjahren gemessen – erklären zwischen 35% und 50% der intergenerativen Einkommenskorrelation in den verschiedenen Ländern (Blanden, 2005a)
Vermögen				
	Groß und signifikant	–	Bowles und Gintis (2002a; 2002b), Bowles et al. (2005); Boehm und Schlottmann (1999, 2002); Mazumder (2001, 2002; 2005); Askew et al. (2001)	Vermögen bestimmt über 30% der intergenerativen Einkommenskorrelation in den Vereinigten Staaten (Bowles und Gintis, 2002a)
Soziale Bedingungen				
Arbeitslosenquote der Männer, gemessen bei Kindesgeburt	Groß und signifikant	–(*)	Palmer (2002); Hertz (2006); Bowles und Gintis (2002a)	Die lokalen Arbeitslosenquoten zum Zeitpunkt der Geburt des Sohnes wirken sich nachteilig auf seinen langfristigen Lohn aus (ein um 1% höherer Anteil an arbeitslosen Männern in der Gemeinde im Jahr 1974 resultiert in einer Verdienstminderung von 1,7% für den Sohn)
Wirtschaftliche Aktivität, gemessen bei Kindesgeburt	Groß und signifikant			
Kognitive Fähigkeiten				
IQ-Wert	Schwach und signifikant	–	Bowles und Gintis (2002a); Bowles et al. (2002); Blanden et al. (2006); Rumberger (2006); Osborne Groves (2005a)	IQ-Vererbung trägt sehr wenig (1-2%) zur intergenerativen Weitergabe der Einkommen bei (Bowles und Gintis, 2002a, b)
Test-Ergebnisse in Mathematik und Naturwissenschaften; Schreiben bei 5-Jährigen, Mathematik bei 10-Jährigen	Signifikant und groß	–	Blanden et al. (2006); Rumberger (2006)	Schreiben bei 5-Jährigen und Mathematik bei 10-Jährigen erklären zusammen ungefähr 14% der intergenerativen Einkommensmobilität (Blanden et al., 2006)
Andere ererbte Merkmale				
Gemessene Gemeinsamkeiten bei eineiigen und bei zweieiigen Zwillingen	Signifikant und groß	–	Bowles und Gintis (2002a, b)	Wenngleich der Beitrag des IQ gering ist, entfallen auf genetische Faktoren doch rd. 22% der intergenerativen Einkommenskorrelation
Genetisch ererbte Merkmale, außer kognitiven Fähigkeiten (z.B. Rasse)	Groß und signifikant	–	Bowles und Gintis (2002a); Hertz (2005); Hertz (2006); Mazumder (2001, 2002); Harding et al. (2005)	Diese Merkmale spielen nachweislich eine Rolle. Die Mobilität ist bei Schwarzen niedriger als bei Weißen: In Mazumder (2002) verändert sich die Elastizität von 0,27 auf 0,49
Nichtkognitive Fähigkeiten (und Persönlichkeitszüge)				
Kontrollüberzeugung und Selbstbewusstsein	Signifikant und groß	+(*)	Blanden et al. (2006); Osborne Groves (2005a); Bowles et al. (2005) ; Bowles et al. (2002)	Nichtkognitive Fähigkeiten erklären ungefähr 18% der Einkommensweitergabe über Generationen (Blanden et al., 2006)
Aggressives Verhalten, Ängstlichkeit bei 10-Jährigen		–(*)		
Gesundheitszustand				
Gewicht und Größe bei Geburt	Signifikant	+(*)	Blanden et al. (2006); Eriksson et al. (2005); Case u. Paxson (2006); Case et al. (2004)	Abhängig vom Gesundheitszustand der Eltern erhöht sich die Einkommensmobilität um 27% bei Söhnen (Eriksson et al., 2005)
Geistige Behinderung des Kindes; Gesundheitsprobl. der Eltern wie Krebs, chronische Bronchitis, Asthma, Allergie	Signifikant und groß	–(*)		

Tabelle 8.2 *(Forts.)* **Was erklärt die Korrelation der Einkommen über mehrere Generationen?**

Variable	Effekt		Studie	Beispiele
	Stärke	+/–		
Größe und Struktur der Familie				
Einzelkinder	Signifikant	–	Grawe (2005); Lindahl (2002); Mazumder (2001); Rumberger (2006); Harding et al. (2005); Björklund et al. (2004); Anderson und Leo (2006); Björklund und Chadwick (2003)	Die intergenerative Elastizität ist bis zu 14% höher als die durchschnittliche Elastizität bei Erstgeborenen und bis zu 12% niedriger als der Durchschnitt für die Letztgeborenen (Lindahl, 2002). Außerdem sind Söhne aus geschiedenen Ehen weniger mobil als Gleichaltrige aus intakten Familien; Unterschiede im Bildungsstand erklären zum großen Teil die Varianz der Einkommenskorrelationen, die bei Scheidungsfällen zu beobachten ist (Björklund und Chadwick, 2003)
Später geborene Geschwister	Signifikant	+		
Alleinerziehende Eltern	Signifikant	+		
Geschiedene Eltern	Signifikant	–		
Homogamie				
	Groß und signifikant	–	Lam u. Schoeni (1993); Chadwick u. Solon (2002); Harding et al. (2005); Hirvonen (2006); Holmlund (2006); Ermisch et al. (2006); Blanden (2005b); Blanden (2005c)	Je höher der Grad der Homogamie, desto niedriger die Mobilität. Ermisch et al. (2006) zeigen, dass im Vereinigten Königreich im Schnitt etwa 40-50% der Kovarianz zwischen dem permanenten Einkommen der Eltern und dem der eigenen Familie auf die Partnerwahl zurückzuführen sind
Bindung an den Arbeitsmarkt				
Nicht in Ausbildung oder Beschäftigung verbrachte Zeit	Groß und signifikant	–(*)	Blanden et al. (2006)	Erklärt einen Großteil der Einkommens- und Verdienstmobilität und mindert die Einkommen der Söhne deutlich
Migrantenstatus				
	Signifikant	–	Bauer (2006); Card et al. (2005); Borjas (2004); Hertz (2005); Aydemir et al. (2006)	In Kanada sind die Unterschiede beim Ausmaß der intergenerativen Einkommensmobilität zwischen im Inland geborenen Personen und Migranten sehr niedrig; in den Vereinigten Staaten, Schweden und der Schweiz weisen im Inland Geborene eine höhere Mobilität auf
Politikmaßnahmen				
Bildung (z.B. Verschiebung des Alters für die Einteilung der Schüler in Leistungsgruppen, Subventionierung der Bildung)	Groß und signifikant	+	Pekkarinen et al. (2006); Holmlund (2006); Hanushek et al. (2004); Seshadri und Yuki (2004); Oreopoulous et al. (2006)	Infolge der finnischen Bildungsreform von 1972-1977, mit der das Alter der Einteilung in Leistungsgruppen (von 10 auf 16 Jahre) heraufgesetzt und ein einheitlicher Lehrplan eingeführt wurde, verringerte sich die intergenerative Elastizität um annähernd 20% gegenüber dem vor der Reform bestehenden Durchschnittsniveau von 0,30 (Pekkarinen et al., 2006)
Ermäßigung der Einkommensteuer für die Armen	Unklar		Hendricks (1999)	

Anmerkung: Die dritte Spalte zeigt die Richtung des Effekts auf die intergenerative Einkommensmobilität, der mit der Variablen aus der ersten Spalte verbunden ist. Ein Minuszeichen bedeutet, dass die Variable sich negativ auf das Ausmaß der intergenerativen Mobilität auswirkt (die Mobilität also niedriger und die intergenerative Elastizität der Einkommen höher ist); ein Pluszeichen bedeutet, dass die Variable sich positiv auf das Ausmaß der intergenerativen Mobilität auswirkt (die Mobilität also höher und die intergenerative Elastizität der Einkommen niedriger ist). Ein Sternchen (*) neben dem Plus- oder Minuszeichen bedeutet, dass sich der genannte Effekt auf das Einkommen des Sohnes bezieht. Zwar gehen der Effekt auf das Einkommen des Sohnes und der Effekt auf die intergenerative Einkommensmobilität in vielen Situationen effektiv in die gleiche Richtung, manchmal ist diese Beziehung jedoch nicht eindeutig. So muss zum Beispiel ein negativer Effekt der Arbeitslosenquote auf das Einkommen des Sohnes (zur Zeit seiner Geburt) nicht unbedingt bedeuten, dass die Beziehung zwischen dem Einkommen des Sohnes und dem des Vaters geschwächt oder gestärkt wird. In der Tat steht die Elastizität β lediglich für das Ausmaß, in dem Differenzen in Bezug auf das Durchschnittseinkommen in der Elterngeneration an die nachfolgende Generation weitergegeben werden.
Quelle: D'Addio (2007).

- Schließlich kann die Bildungspolitik das Ausmaß der intergenerativen Einkommensmobilität beeinflussen. Beispielsweise kann die öffentliche Bereitstellung oder Finanzierung von Bildungsleistungen die Mobilität erhöhen, da hierdurch die Kosten für Bildung verringert werden. Dies hat implizite Auswirkungen auf den Finanzierungsbedarf der Eltern und substituiert den familiären Input in den Bildungsprozess. Natürlich ist auch die relative Qualität der öffentlichen Bildung ein entscheidendes Kriterium für die Ergebnisse.

Alles in allem lassen die vorliegenden Studien darauf schließen, dass ein großer Teil der Einkommensunterschiede, die von einer Generation zur nächsten weitergegeben werden, mit Faktoren zusammenhängt, die sich weitgehend dem Einfluss des Kindes entziehen (z.B. Qualität des Wohnviertels, Familienstruktur und Geburtsrang) oder auch dem der Eltern (z.B. ethnische Herkunft). Auf andere Faktoren, wie Investitionen in Humankapital, können die Eltern z.T. Einfluss nehmen, auf Grund von möglichen Einschränkungen (z.B. finanzieller oder sozialer Art), Informationsdefiziten oder mangelndem Weitblick treffen die Eltern aber u.U. suboptimale Entscheidungen. Dies wiederum kann zu einer ineffizienten Allokation von Kompetenzen innerhalb der Gesellschaft und zur Persistenz von Ungleichheiten über Generationen hinweg führen. Bildung – im weitesten Sinne – ist dadurch, dass sie individuelle und gesellschaftliche Erträge bringt, eine zentrale Komponente der sozialen Schichtung und gleichzeitig ein Korrelat sowohl der Chancen als auch der Ungleichheit innerhalb einer Generation und von der einen zur nächsten. Der folgende Abschnitt widmet sich deshalb der Frage, inwieweit Bildungsungleichheit von Eltern auf ihre Kinder übertragen wird.

Weitergabe von Bildung über Generationen

Bildungsstand und Qualifikationen sind zwischen den Generationen deutlich miteinander korreliert. Die wichtigste Frage, die Forscher zu beantworten suchten, lautet, inwieweit dies am genetischen Erbe liegt bzw. inwieweit es sich durch unterschiedliches Verhalten erklärt (z.B. ob Eltern mit höherem Bildungsniveau bei der Erziehung ihrer Kinder effektiver sind). Generell deuten die entsprechenden Forschungsarbeiten darauf hin, dass sowohl ererbte Fähigkeiten als auch der familiäre Hintergrund zur intergenerativen Weitergabe des Bildungsstands beitragen (D'Addio, 2007), die Art und Weise, wie Bildung und Ausbildung organisiert sind, aber ebenfalls eine große Rolle spielt[10]. Diese Erkenntnisse werden in Tabelle 8.3 verdeutlich, die die Unterschiede bei den Mathematikleistungen 15-jähriger Schüler in Relation zu verschiedenen Hintergrundmerkmalen darstellt, auf der Basis der PISA-Studie 2003 der OECD.

- Unter den verschiedenen Hintergrundmerkmalen kommt dem *Bildungsniveau der Eltern* bei weitem die größte Bedeutung zu. Schülerinnen und Schüler, deren Väter einen niedrigen Bildungsabschluss aufweisen, erzielen bei den Mathematikleistungen im Durchschnitt 62 Punkte weniger als solche, deren Eltern einen höheren Bildungsabschluss besitzen, ein Kompetenzgefälle, das etwa 1½ Schuljahren entspricht (und mehr als zwei Schuljahren in Ungarn, der Tschechischen Republik und der Slowakischen Republik).

- Die Ergebnisse der Schüler stehen auch in Zusammenhang mit der beruflichen Stellung der Eltern. Im Durchschnitt weisen Kinder, deren Eltern eine höhere *berufliche Stellung* innehaben, einen Leistungsvorsprung auf. Der durchschnittliche Unterschied (-77 Punkte auf einer standardisierten 500-Punkte-Skala) entspricht etwa zwei Schuljahren. Am größten sind die Abstände in Luxemburg, Deutschland, Ungarn und Belgien, wo die Schülerinnen und Schüler, deren Eltern die Berufe mit dem höchsten Status ausüben, im Schnitt in etwa gleich gut abschneiden wie ein Durchschnittsschüler in Finnland, dem Land, das bei PISA 2003 in Mathematik, Lesekompetenz und Naturwissenschaften die besten Ergebnisse erzielte. Demgegenüber waren in denselben Ländern die Leistungen der Schülerinnen und Schüler, deren Eltern den geringsten beruflichen Status innehaben, kaum höher als die der Durchschnittsschüler in den am schlechtesten abschneidenden Ländern (Griechenland, Italien, Mexiko und Türkei)[11].

- Kinder aus *Ein-Eltern-Familien* erzielen ebenfalls niedrigere Ergebnisse (mit Abständen, die von mehr als einem Schuljahr in Belgien und den Vereinigten Staaten bis zu fast keinem Unterschied in Österreich, der Tschechischen Republik und der Slowakischen Republik reichen).

Tabelle 8.3 **Unterschiede bei den Durchschnittsleistungen 15-Jähriger in Mathematik nach verschiedenen Hintergrundmerkmalen**

Punktzahldifferenz bei den Schülerleistungen auf einer standardisierten 500-Punkte-Skala

	Bildungsniveau des Vaters		Bildungsniveau der Mutter		Familientyp	Herkunftsland		Zu Hause gesprochene Sprache	Wirtschaftl., sozialer und kultureller Index
	Niedriger Abschluss im Vergleich zu hohem Abschluss	Mittlerer Abschluss im Vergleich zu hohem Abschluss	Niedriger Abschluss im Vergleich zu hohem Abschluss	Mittlerer Abschluss im Vergleich zu hohem Abschluss	Allein-erziehende im Vergleich zu Paaren	2. Generation im Vergleich zu Einheimischen	Im Ausland Geborene im Vergleich zu Einheimischen	Andere Sprache im Vergleich zur Testsprache	Unterstes Quartil im Vergleich zum obersten Quartil
Australien	-47	-35	-39	-29	-27	-5	-2	-12	-93
Belgien	-62	-28	-67	-32	-42	-92	-109	-95	-133
Dänemark	-63	-41	-61	-25	-26	-70	-65	-43	-101
Deutschland	-96	-30	-88	-21	-10	-93	-71	-90	-120
Finnland	-34	-21	-36	-17	-9	..	..	..	-71
Frankreich	-50	-19	-55	-17	-18	-48	-72	-66	-105
Griechenland	-48	-16	-58	-21	-19	..	-47	-48	-96
Irland	-49	-24	-49	-19	-33	..	..	..	-86
Island	-38	-20	-38	-22	-8	..	..	..	-61
Italien	-39	3	-44	-1	-15	..	..	..	-90
Japan	-66	-34	-57	-28	..	..	..	..	-88
Kanada	-41	-23	-45	-21	-20	6	-7	-13	-74
Korea	-66	-31	-60	-20	-9	..	..	..	-90
Luxemburg	-61	-24	-53	-25	-19	-31	-45	-42	-102
Mexiko	-48	11	-40	20	-10	..	..	..	-91
Neuseeland	-67	-32	-61	-13	-22	-32	-5	-16	-105
Niederlande	-46	-29	-40	-33	-31	-59	-79	-81	-99
Norwegen	-40	-23	-53	-27	-22	..	-61	-45	-89
Österreich	-46	-7	-53	-12	-3	-56	-63	-57	-94
Polen	-86	-55	-95	-54	-13	..	..	..	-95
Portugal	-31	11	-41	-2	-10	-30	..	..	-95
Schweden	-31	-2	-48	-3	-29	-34	-92	-65	-91
Schweiz	-60	-9	-56	2	-16	-59	-89	-79	-103
Slowak. Rep.	-127	-62	-125	-49	-4	..	..	..	-116
Spanien	-47	-27	-43	-25	-12	..	..	..	-85
Tschech. Rep.	-111	-62	-103	-54	-5	..	..	..	-107
Türkei	-98	-50	-108	-35	-5	..	..	..	-116
Ungarn	-120	-64	-115	-58	-16	..	..	..	-127
Ver. Staaten	-74	-35	-76	-29	-43	-22	-36	-46	-109
OECD29	*-62*	*-27*	*-62*	*-23*	*-18*	*-45*	*-56*	*-53*	*-98*

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423264430207

Anmerkung: Jede Spalte zeigt den Unterschied bei den durchschnittlichen Mathematikergebnissen zwischen Schülern mit benachteiligtem Hintergrund und solchen mit günstigerem Hintergrund. Die letzte Zeile zeigt den ungewichteten Durchschnitt der OECD-Länder.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage von Daten aus PISA (2003), wie sie in D'Addio (2007) wiedergegeben sind.

Schlechtere Ergebnisse sind auch festzustellen bei *im Ausland geborenen Schülern* (d.h. Schülern, die in einem anderen Land geboren wurden als dem, in dem sie zur Schule gehen), *Schülern der zweiten Generation* (mit einem durchschnittlichen Leistungsstand gegenüber einheimischen Schülern von mehr als einem Schuljahr) und *Schülern, in deren Elternhaus eine andere Sprache gesprochen* wird als die Unterrichtssprache (insbesondere in Belgien und Deutschland, wohingegen der Abstand in Kanada, Australien und Neuseeland am geringsten ist).

Diese verschiedenen Hintergrundmerkmale sind offensichtlich miteinander korreliert. Der PISA-Index des wirtschaftlichen, sozialen und kulturellen Status (siehe rechte Spalte der Tabelle 8.3) fasst alle Elemente des familiären und häuslichen Hintergrunds zusammen[12]. Der Leistungsabstand von Schülern, deren Eltern zum untersten Indexquartil gehören, gegenüber solchen, deren Eltern sich im obersten Quartil befinden, liegt bei 2½ Schuljahren (wobei das Gefälle von drei oder mehr Jahren in Ungarn und Belgien bis zu weniger als zwei Jahren in Island, Finnland und Kanada reicht). Insgesamt betrachtet ist die Punktzahlveränderung auf der Gesamtskala Mathematik je Indexeinheit des wirtschaftlichen, sozialen und kulturellen Status am niedrigsten in Island, Portugal und Mexiko (wo sie 0,70 Schuljahren entspricht) und am höchsten in der Tschechischen Republik, der Slowakischen Republik und Belgien (wo sie rd. 1,25 Schuljahren entspricht).

Neben dem familiären Hintergrund beeinflussen auch Politiken und Institutionen die Bildungsmobilität von einer Generation zur nächsten. Ein frühes Einteilen der Kinder nach Fähigkeiten reduziert die intergenerative Bildungsmobilität, wohingegen die öffentliche Bereitstellung von Bildung (die die von den Eltern zu tragenden Kosten für Humankapitalinvestitionen reduziert) diese Mobilität erhöht. Schütz et al. (2005) stellen eine umgekehrt U-förmige Beziehung zwischen dem Effekt des familiären Hintergrunds (*family background effect* – FBE)[13] und dem Besuch der Vorschule fest, was darauf hindeutet, dass frühe Bildungsmaßnahmen das Ausmaß reduzieren können, indem der familiäre Hintergrund die Lebenschancen junger Menschen beeinflusst. Sie stellen ferner fest, dass die Stärke des FBE mit privaten Ausgaben steigt und mit vermehrtem privaten Bildungsangebot sinkt, und argumentieren, dass diese Merkmale des Bildungssystems zusammen 40% der im Ländervergleich beobachteten Varianz bei den von ihnen geschätzten Effekten erklären können.

Schließlich ist auch die Frage, inwieweit sich Bildung am Arbeitsmarkt auszahlt, von Bedeutung. So können Bildungssysteme, die zu egalitär sind, das Ausmaß der Bildungsmobilität durch ihre Wirkung auf die Bildungserträge beeinträchtigen (Checchi et al., 1999; Checchi und Flabbi, 2005; und Chevalier et al., 2005). Wenn zum Beispiel das Bildungssystem die Verteilung von Bildung komprimiert, ist es wahrscheinlich, dass auch die Einkommensverteilung enger sein wird und die Bildungserträge niedrig ausfallen werden; und bei niedrigen Erträgen besteht für Eltern mit geringem Einkommen u.U. kein hinreichender Anreiz, in das Humankapital ihrer Kinder zu investieren.

Alles in allem gibt es überwältigende Belege dafür, dass sich das Bildungsniveau über Generationen hinweg fortsetzt. Diese Persistenz ergibt sich aus dem kombinierten Effekt von Bildung und anderen Merkmalen der Eltern (darunter Beruf und Kultur) im Zusammenspiel mit verschiedenen Institutionen (wie den Bildungssystemen und dem Arbeitsmarkt). Nach den PISA-Ergebnissen werden die Mathematikleistungen in Island, Portugal und Mexiko am wenigsten von dem familiären Hintergrund beeinflusst, und am meisten in der Tschechischen Republik, der Slowakischen Republik und Belgien – wenngleich die Vereinigten Staaten, die Schweiz, Deutschland und Japan hier nicht wesentlich besser dastehen. Österreich nimmt (ähnlich wie Frankreich und Neuseeland) einen mittleren Platz ein.

Intergenerative Mobilität und Einkommensungleichheit zu einem gegebenen Zeitpunkt: Welche Zusammenhänge gibt es?

In welchem Maße die herkömmlichen Messgrößen der Einkommensungleichheit zu einem gegebenen Zeitpunkt die Möglichkeiten der Menschen widerspiegeln, im Laufe ihres Lebens auf der Einkommensleiter aufzusteigen, dürfte von großer Bedeutung dafür sein, wie die Einzelnen und die politischen Entscheidungsträger die Einkommensungleichheiten empfinden. In der Tat lassen die Erhebungsdaten erkennen, dass die meisten Menschen – trotz gewisser Unterschiede von einem Land zum anderen – bereit sind, Einkommens- und Vermögensungleichheiten zu akzeptieren, solange es „Chancengleichheit“ gibt (Tabelle 8.4). Indikatoren der intergenerativen Mobilität bieten eine Bezugsgröße, anhand derer Aussagen über Chancengleichheit bewertet werden können.

Tabelle 8.4 **Anteil der Erwachsenen, die verschiedenen Aussagen über Verteilungsgerechtigkeit zustimmen**

Anteil der positiven abzüglich Anteil der negativen Antworten (in Prozent)

	Japan	West-deutschland	Groß-britannien	Vereinigte Staaten
Es ist gerecht, wenn manche Leute mehr Geld und Vermögen haben, solange Chancengleichheit besteht	40	72	71	74
Am gerechtesten wäre die Verteilung von Vermögen und Einkommen, wenn jeder gleich viel bekäme	-39	-37	-32	-51
Es ist nur Glückssache, wenn manche intelligenter oder fähiger sind als andere, deshalb sollten sie nicht mehr Geld verdienen	-37	-27	-56	-66
Wer hart arbeitet, sollte auch mehr verdienen als andere, die das nicht tun	86	89	93	89
Die Leute haben ein Recht darauf, ihren Verdienst zu behalten, selbst wenn das bedeutet, dass einige reicher sein werden als andere	56	83	72	88

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423305525101

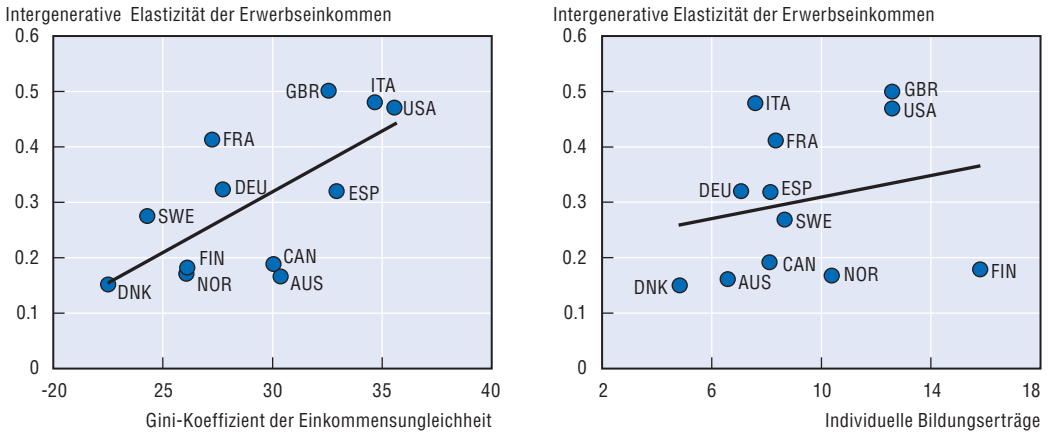
Quelle: International Social Justice Project, zitiert in Marshall et al. (1997).

Generell besteht nicht unbedingt ein Zusammenhang zwischen der Einkommensmobilität über mehrere Generationen und Einkommensungleichheiten zu einem gegebenen Zeitpunkt. Abgesehen von der Verwendung unterschiedlicher Einkommenskonzepte (in einem Fall individuelle Erwerbseinkommen und im anderen Haushaltseinkommen) beziehen sich die beiden Messgrößen auf unterschiedliche Zeithorizonte, was impliziert, dass der Zusammenhang a priori entweder positiv oder negativ sein kann. Auf Grund dieser Unsicherheit ist es wichtig, die empirischen Befunde zu untersuchen. Abbildung 8.2 (linker Teil) lässt für einen Querschnitt von 12 OECD-Ländern eine positive Relation zwischen dem Ausmaß der intergenerativen Einkommensmobilität und konventionellen Messgrößen der Einkommensungleichheit zu einem gegebenen Zeitpunkt um das Jahr 2000 erkennen. Im Allgemeinen weisen die Länder mit der gleichmäßigsten Einkommensverteilung zu einem gegebenen Zeitpunkt die höchste Einkommensmobilität über Generationen auf. Zu den Ausnahmen zählen Australien und Kanada, wo eine hohe Mobilität mit einer recht hohen Ungleichheit einhergeht, und Frankreich, das eine niedrigere Mobilität aufweist, als angesichts seines Ungleichheitsniveaus zu erwarten wäre[14].

Für diese Relation gibt es eine Reihe von möglichen Erklärungen. Eine davon betrifft die Rolle der individuellen Bildungserträge, da sie die Ungleichheit der Erwerbseinkommen beeinflussen. Länder mit einer breiten Streuung der Arbeitsverdienste sind wahrscheinlich auch diejenigen, in denen die individuellen Bildungserträge die höchsten sind – weil Bildung Zugang zu Arbeitsplätzen eröffnet, die (im Vergleich zu anderen Stellen) noch besser bezahlt sind als dies in Ländern mit einer engen Verteilung der Erwerbseinkommen der Fall ist. Wenn jedoch das Einkommen der Eltern den Zugang zur Bildung beeinflusst – weil es ihre Fähigkeit zur Kapitalaufnahme einschränkt oder umgekehrt weil Eltern, wenn sie reich sind, in Vierteln mit guten Schulen leben können –, dann wird sich die Möglichkeit, von hohen Bildungserträgen zu profitieren, auf die Kinder aus wohlhabenderen Familien beschränken. Wie der rechte Teil von Abbildung 8.2 verdeutlicht, scheint tatsächlich ein (schwacher) positiver Zusammenhang zwischen der intergenerativen Einkommenselastizität und den individuellen Bildungserträgen zu existieren. Somit können sich die zu einem gegebenen Zeitpunkt bestehende Einkommensungleichheit und eine starke Korrelation der Erwerbseinkommen über mehrere Generationen durch den Effekt des erstgenannten Faktors auf den Zugang zu höheren Bildungsabschlüssen gegenseitig verstärken.

Es gibt aber noch andere mögliche Erklärungen für die Korrelation zwischen intergenerativer Mobilität und statischer Einkommensungleichheit. Bildungserträge und Einkommensungleichheit spiegeln institutionelle Merkmale wider, deshalb sind diese Relationen komplex. Beispielsweise tragen eine komprimiertere Verteilung der Erwerbseinkommen, höhere Mindestlöhne und eine stärkere Tarifgebundenheit alle zu niedrigeren Bildungserträgen bei (und wahrscheinlich zu niedrigerer Einkommensungleichheit zu einem gegebenen Zeitpunkt). Ein besseres Verständnis dieser Phänomene könnte nützliche Aufschlüsse für die Untersuchung der Einkommensmobilität über mehrere Generationen liefern (Solon, 2004; Corak, 2006).

Abbildung 8.2 **Intergenerative Mobilität, statische Einkommensungleichheit und individuelle Bildungserträge**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423218022861

Anmerkung: Die intergenerative Mobilität wird an der Elastizität der Erwerbseinkommen zwischen Vätern und Söhnen gemessen. Die Einkommensungleichheit wird durch den Gini-Koeffizienten des äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens gemessen. Die individuelle interne Ertragsrate der Bildung wird auf der Basis der Verbesserung des Erwerbseinkommens (nach Steuern) geschätzt, die sich aus einem höheren Bildungsniveau ergibt, abzüglich der zusätzlichen privaten Kosten (Studiengebühren und entgangenes Einkommen), die für das Erreichen dieses höheren Bildungsniveaus aufzubringen sind; die gezeigten Schätzungen beziehen sich auf eine Person, die nach einem Sekundarstufe-II-Abschluss in eine Tertiärausbildung investiert hat.

Quelle: Die Daten zur intergenerativen Elastizität der Erwerbseinkommen entsprechen denen in Abbildung 8.1. Die Daten zu den individuellen Bildungserträgen stammen aus OECD, *Bildung auf einen Blick*, verschiedene Jahrgänge; die Angaben zum Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit sind früheren Ausgaben von OECD, *Gesellschaft auf einen Blick*, entnommen. Vgl. D'Addio (2007).

Spielt die intergenerative Weitergabe von Benachteiligung eine Rolle für die Politik?

Die Ungleichheiten, die sich aus der Weitergabe der Zugehörigkeit zur Kategorie der Niedrigeinkommensbezieher ergeben, haben wichtige Politikimplikationen. Bildungspolitik, Investitionen in die frühkindliche Entwicklung, Zugang zur Gesundheitsversorgung und Zuwanderungspolitik haben allesamt Einfluss darauf, in welchem Maße die soziale und wirtschaftliche Situation der Einzelnen innerhalb der Gesellschaft durch ihre Fähigkeiten und Ambitionen bestimmt wird und nicht von ererbten Merkmalen abhängt. Internationale Vergleiche der intergenerativen Mobilität sind ein nützliches Instrument, um die verschiedenen Institutionen, sozialen Kontexte und Arbeitsmarktstrukturen zu identifizieren, die potenziell den sozioökonomischen Status einer Generation mit dem der nächsten verbinden.

Durch Interventionen, die darauf abzielen, die Chancenungleichheit über den gesamten Lebenszyklus der Einzelnen zu verringern, spielt die Sozialpolitik in diesem Bereich eine wesentliche Rolle. Zum Beispiel können familienpolitische Maßnahmen helfen, die Mobilitätshindernisse anzugehen, die in der frühen Kindheit beginnen, da die Erfahrungen in dieser Lebensphase die späteren Chancen maßgeblich beeinflussen. Solche Interventionen bieten die Möglichkeit, den Benachteiligungszyklus zu durchbrechen und somit zur Förderung der kindlichen Entwicklung und zur Bekämpfung der Armut beizutragen.

Die Sozialpolitiker müssen verstehen, wie positive und negative Merkmale von einer Generation zur nächsten weitergegeben werden. Falls es gelingt, das Ausmaß der intergenerativen Weitergabe von Benachteiligung zu verringern, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass die Fähigkeiten und Kompetenzen jedes Einzelnen innerhalb der Gesellschaft effizient genutzt werden, was sowohl Wachstum als auch Gleichberechtigung fördert. Negative Auswirkungen des Elternhauses auf die Erfolgschancen der Kinder zu reduzieren, ist einerseits zwar ein Anliegen der meisten Sozialpolitiker, andererseits wäre jedoch eine Gesellschaft, in der die Lebensumstände und Verhaltens-

weisen der Eltern *keinerlei* Einfluss auf den Werdegang der Kinder hätten, auch nicht wünschenswert. Die große Mehrheit der Eltern bemüht sich, das Beste für ihre Kinder zu tun, indem sie Zeit, emotionale Zuwendung und Geld in das Wohl ihrer Kinder investieren. Zwar ist es wünschenswert und auch normal, dass Eltern die Entwicklung ihrer Kinder beeinflussen, es bedarf jedoch öffentlicher Programme, um sicherzustellen, dass kein Kind auf Grund von Faktoren zurückbleibt, für die es nicht verantwortlich ist.

Länder, die für mehr Chancengleichheit sorgen wollen, können eine Reihe von Maßnahmen ergreifen. Der wichtigste Schritt dürfte darin bestehen, die verschiedenen Formen der Ungleichheit zu reduzieren, einschließlich der Ungleichheiten bei dem laufenden Einkommen und den Bildungsergebnissen. Die zuvor dargestellten Beobachtungen liefern zwar keine endgültigen Erkenntnisse, deuten jedoch im Ländervergleich auf einen systematischen Zusammenhang zwischen niedriger intergenerativer Mobilität und hoher Einkommensungleichheit hin. Intuitiv leuchtet dies ein: Wenn das Ausmaß der Mobilität entsprechend dem familiären Hintergrund variiert, ist es auch wahrscheinlich, dass sich Ungleichheiten im Zusammenhang mit familiären Merkmalen und Ressourcen mit der Zeit verfestigt. Leider bedeutet dies, dass Ungleichheiten in einer Generation an nachfolgende Generationen weitergegeben wird. Dieser Zusammenhang ist jedoch nicht durchgehend feststellbar und es gibt einige interessante Ausnahmen. Bei Betrachtung der Verteilung der Haushaltseinkommen zu einem gegebenen Zeitpunkt, weisen Australien und Kanada z.B. größere Ungleichheiten auf als eine Reihe von europäischen Ländern, sie zählen aber zu den Ländern mit der höchsten Mobilität zwischen Generationen. Dies mag an der Zuwanderung liegen – es gibt Belege dafür, dass Migration sowohl die Ungleichheit beim laufenden Einkommen als auch die Einkommensmobilität erhöht –, vielleicht aber auch an öffentlichen Interventionen im Bereich der frühkindlichen Erziehung und Betreuung und zur Unterstützung von Benachteiligten.

Die Analyse der Faktoren, die die intergenerative Mobilität beeinflussen, verweist auf eine Reihe von Bereichen, in denen die Politik etwas bewirken kann:

- Die finanzielle Situation der Haushalte und das Bildungsniveau der Eltern sind zwei maßgebliche Bestimmungsfaktoren für die zukünftigen Lebenschancen der Kinder. Deshalb könnten stärkere öffentliche Interventionen bei der Akkumulation von Humankapital die intergenerative Mobilität erhöhen. Außerdem können Eltern, die nur über begrenzte Finanzmittel verfügen – d.h. sich größeren Liquiditätsengpässen gegenübersehen – nicht so viel in Bildung investieren wie reiche Eltern. Die Auswirkungen einer ungünstigen Finanzlage werden wahrscheinlich auch je nach den Fähigkeiten des Kindes variieren, und bei hochbegabten Kindern von Eltern mit niedrigerem Einkommen größer sein. Beide Faktoren legen nahe, dass es in der Bildungs- und Sozialpolitik darauf ankommt, gezielte Maßnahmen für Familien mit niedrigem Einkommen und für begabtere Kinder zu ergreifen.

- Das Aufwachsen in einem Niedrigeinkommenshaushalt beeinflusst die künftigen Lebenschancen der Kinder in starkem Maße. Elternarmut ist in der Tat mit weniger guter Gesundheit, Ernährung und Unterbringung verbunden, was sich nachteilig auf die Entwicklung des Kindes und sein zukünftiges Einkommen auswirkt. Ein hohes Einkommen der Eltern ist auch mit einer qualitativ hochwertigeren Bildung verbunden (weil gute Schulen in der Regel in guten Vierteln liegen), mit einer stärkeren Weitergabe von verbalen Fähigkeiten und nichtkognitiven Merkmalen (darunter Selbstdisziplin) und mit dem Zugang zu sozialen Netzwerken, die sich im späteren Leben als nützlich erweisen können (Heckman und Carneiro, 2003). Wegen dieser Effekte kann eine Reduzierung der Kinderarmut dazu beitragen, die intergenerative Ungleichheit zu verringern.

- Die Familienstruktur ist für die intergenerative Mobilität ebenfalls von Bedeutung, möglicherweise aus Gründen, die über die Frage des Einkommens hinausgehen. Das häusliche Umfeld ist der Ort, an dem Überzeugungen, Einstellungen und Werte geprägt werden, und wo Eltern für ihre Kinder Vorbilder darstellen. Die Familienstruktur kann auch wegen der unterschiedlichen Allokation von Zeit und Geld unter den Familienmitgliedern ein wichtiger Bestimmungsfaktor der intergenerativen Mobilität sein. Kinder alleinerziehender Eltern erreichen weniger, als gemessen am Einkommen ihrer Eltern eigentlich zu erwarten wäre (die meisten Untersuchungen beziehen sich allerdings auf Söhne), selbst wenn diese negativen Effekte vielleicht eher mit Selektion zusammenhängen und keine direkte Konsequenz der Familienstrukturen sind (z.B. Piketty, 2003).

- Schließlich besteht immer noch keine eindeutige Klarheit bezüglich der langfristigen kausalen Auswirkungen des Wohnviertels auf die spätere Zukunft der Kinder. Es kann höchstens gesagt werden, dass es hier und jetzt für das Wohlergehen der Kinder von Bedeutung ist, und dies allein dürfte Politikinterventionen rechtfertigen.

Für die politischen Entscheidungsträger bestätigen die Konsequenzen dieser Beobachtungen die Lehren aus zahlreichen Studien über Kindesentwicklung. Kindesarmut ist ein Übertragungskanal für Benachteiligung von einer Generation zur nächsten, deshalb sollte ihre Bewältigung ein prioritäres Anliegen darstellen. Dabei könnte es effektiver sein, den Eltern zu Beschäftigung zu verhelfen, als sie durch monetäre Transferleistungen zu unterstützen, da dies zu Mentalitäts-Verhaltensänderungen führen kann. Gezielte Maßnahmen zur nachhaltigen Verbesserung der Gesundheit, der Ernährung und der Betreuung für besonders bedürftige Haushalte oder Gegenden, sowie die Gewährleistung einer qualitativ hochwertigen Betreuung in den ersten Lebensjahren, in der Vorschule und in der Schule sind wesentliche Instrumente für die Förderung der intergenerativen Mobilität (z.B. Heckman, 2006).

Schlussbetrachtungen

Eltern geben ihren Kindern vielfältige Ressourcen mit auf den Weg. Wenngleich kein Einvernehmen über die dieser Weitergabe zu Grunde liegenden Mechanismen besteht, lässt sich doch feststellen, dass ein Großteil der beobachteten Differenzen mit unterschiedlichen Niveaus in Bezug auf Bildung, Haushaltsvermögen und einen breiteren Katalog von kognitiven und nichtkognitiven Fähigkeiten zusammenhängt. Dieses Kapitel hat die folgenden Muster aufgezeigt:

- Wenngleich Einkommen, Bildung, Beruf und Persönlichkeitszüge in allen OECD-Ländern in der Regel über Generationen weitergegeben werden, gibt es doch Unterschiede zwischen den Ländern, insbesondere ist die intergenerative Einkommensmobilität in den nordischen Ländern, Australien und Kanada höher und in Italien, den Vereinigten Staaten und dem Vereinigten Königreich niedriger.
- Im obersten und im untersten Quintil der Einkommensverteilung ist die intergenerative Mobilität tendenziell höher, jedoch ist die Persistenz von niedrigem Einkommen besonders schädlich, da sie generell mit anderen Formen der Benachteiligung einhergeht.
- Zwar spielen bei der intergenerativen Weitergabe von Einkommen zahlreiche Faktoren eine Rolle – darunter Vermögen, Genetik, soziales Umfeld, Haushaltsstruktur und andere –, doch ist das Bildungsniveau der Eltern bei weitem das wichtigste Hintergrundmerkmal. Das Bildungsniveau setzt sich über Generationen hinweg fort, insbesondere in Gesellschaften mit höheren Erträgen auf Bildungsinvestitionen.

Eines der Hauptziele der Sozialpolitik besteht darin, den Zyklus der Benachteiligung über Generationen zu durchbrechen und die Entstehung einer sich selbst reproduzierenden Unterschicht zu verhindern. Das in diesem Kapitel untersuchte Datenmaterial legt nahe, dass Interventionen zur Verbesserung der Zukunftschancen der Kinder wünschenswert sind. Solche Interventionen sind in den meisten OECD-Ländern in den letzten Jahren zu einem wesentlich wichtigeren Bestandteil der Sozialpolitik geworden. Kindern Stress und Ängste zu nehmen, woher diese auch kommen mögen, und ihnen bessere Bildungschancen zu bieten, wird sich auszahlen in Form von Einkommen, das sie später erzielen, sowie in dem langfristigen Beitrag, den sie als Erwachsene zur Gesellschaft leisten werden. Die Ausschöpfung ihres vollen Potenzials ist unerlässlich für die Förderung sowohl von Wirtschaftswachstum als auch Gleichheit.

Anmerkungen

1. In dem Kommuniqué der 2005 veranstalteten Tagung der Minister für Sozialpolitik der OECD-Länder heißt es: „Sozial- und Familienpolitiken müssen dazu beitragen, Kindern und jungen Menschen den bestmöglichen Start ins Leben zu ermöglichen, und ihnen bei ihrer Entwicklung und der Ausschöpfung ihres Potenzials bis ins Erwachsenenalter helfen."

2. Die verschiedenen Forschungsarbeiten zum Thema intergenerative Mobilität sehen sich unterschiedlichen Einschränkungen beim Datenmaterial gegenüber und stützen sich auf unterschiedliche methodologische Instrumente. Mehrere Studien befassen sich z.B. mit intergenerativer Mobilität im Bildungs- und weniger im Einkommensbereich, da im ersten Fall die Erinnerungsfehler nicht so häufig sind wie im zweiten. Außerdem können sich die Kriterien für die Einstufung von Berufen zwischen den Studien unterscheiden.

3. Bei Schätzung der intergenerativen Einkommenselastizität sind mehrere spezifische Fragen zu beachten, z.B. die Zahl der Perioden, über die Einkommen (oder Verdienste) gemittelt werden, und das Alter, in dem diese Einkommen oder Verdienste beobachtet werden. Vgl. Solon (1992), Zimmermann (1992) und Kasten 7 in D'Addio (2007).

4. Das Ererben von Armut im Zusammenhang mit der Familienstruktur könnte ein zunehmendes sozioökonomisches Gefälle zwischen Alleinerziehenden und Familien mit zwei Elternteilen implizieren. Musick und Mare (2004) haben jedoch in den Vereinigten Staaten sehr wenige Belege für eine solche Divergenz gefunden. Dieses Ergebnis könnte wachsende Einkommensunterschiede zwischen den Alleinerziehenden selbst widerspiegeln. Vgl. auch Blanden und Gibbons (2006) zum Thema ererbte Armut im Zusammenhang mit dem Aufwachsen in Sozialwohnungen.

5. Es gibt keine eindeutigen Trends in Bezug auf das Ausmaß der intergenerativen Einkommensmobilität im Zeitverlauf. In manchen Ländern wird von einer Zunahme berichtet (z.B. in Norwegen; vgl. Bratberg et al., 2005), während in anderen eine Abnahme oder eine stabile Entwicklung festgestellt wird (z.B. im Vereinigten Königreich; vgl. Blanden et al., 2005).

6. Dazu gehören Hertz (2005), Atkinson et al. (1983), Dearden et al. (1997) und Blanden (2005a) für das Vereinigte Königreich; Piraino (2006) für Italien; und Bratberg et al. (2005) für Norwegen.

7. Vgl. D'Addio (2007) wegen ausführlicherer Verweise auf Studien zu einzelnen Ländern.

8. Vgl. z.B. Page (2004) für die Vereinigten Staaten; Corak et al. (2004) für Kanada und Schweden; Maloney et al. (2003) für Neuseeland; sowie Pech und McCoull (2000) für Australien. Vgl. D'Addio (2007) wegen eines ausführlicheren Überblicks über die Literatur zu diesem Thema.

9. Die vorhandenen Forschungsarbeiten deuten darauf hin, dass Persönlichkeitsmerkmale, Einstellungen und Überzeugungen über Generationen hinweg ebenfalls in hohem Maße persistent sind. Das Ausmaß der Weitergabe dieser Merkmale durch die Eltern ist aus mehreren Gründen von Bedeutung. Erstens gibt es zwar wenig Erkenntnisse darüber, wie sich Präferenzen oder Überzeugungen herausbilden, doch können diese den Erziehungsstil, die Gesundheit und den Werdegang der Familie beeinflussen (z.B. die Wahrscheinlichkeit einer Scheidung, Diekmann und Schmidheiny, 2006). Zweitens können diese Merkmale langfristig zwischen verschiedenen Gruppen divergieren, was zu Spaltungen innerhalb der Gesellschaft führt, mit negativen Folgen für das soziale und materielle Wohlergehen. Schließlich kann die Weitergabe von Überzeugungen und Verhaltensweisen für die Sozialpolitik insofern von Bedeutung sein, als sie zu einer „Abhängigkeitskultur" führt, die die Wahrscheinlichkeit der Armut künftiger Generationen erhöht (vgl. Mulligan, 1997; Jencks, 1979; Bowles et al., 2002 und 2005).

10. Belzil und Hansen (2003) vertreten z.B. die Ansicht, dass die Variablen für den familiären Hintergrund (insbesondere das Bildungsniveau der Eltern) 68% der erklärten Querschnittsvarianz bei den Bildungsabschlüssen ausmachen, während auf Fähigkeiten in Korrelation mit anderen Hintergrundmerkmalen 17% und spezifisch individuellen Fähigkeiten allein 15% entfallen.

11. Dieses Ergebnis ist von Bedeutung, da auch Berufe über Generationen weitergegeben werden. Breen (2004) sowie Breen und Jonsson (2005) stellen fest, dass die absolute Mobilität zwar in allen Industriestaaten erheblich gewesen ist – da Wirtschaftswachstum und Industrialisierung den Kindern größere Chancen eröffnet haben als ihre Eltern sie hatten –, die relative Mobilität jedoch eher stabil und von Land zu Land unterschiedlich geblieben ist: Diesbezüglich nehmen die Vereinigten Staaten eine mittlere Position zwischen den beweglicheren Ländern (Schweden, Kanada und Norwegen) und den starrsten Ländern (wie Deutschland, Irland, Italien und Frankreich) ein.

12. Der Index des wirtschaftlichen, sozialen und kulturellen Status – ESCS – erfasst den höchsten internationalen sozioökonomischen Index der beruflichen Stellung (ISEI) der Eltern oder Erziehungsberechtigten,

den höchsten Bildungsabschluss der Eltern (umgerechnet in Bildungsjahre), einen Index der Bildungsressourcen im Elternhaus und die Anzahl der zu Hause vorhandenen Bücher.

13. Der Effekt des familiären Hintergrunds (d.h. der geschätzte Parameter) zeigt, in welchem Maße der Übergang von einer Kategorie zur nächsten bei der Anzahl der Bücher im Elternhaus die Testergebnisse in jedem Land verändert. Dieser Effekt des familiären Hintergrunds wird von den Autoren als Messgröße für die Chancenungleichheit verwendet. Vgl. Schütz et al. (2005).

14. Um die Relation zwischen statischer Einkommensungleichheit und intergenerativer Elastizität der Einkommen eingehender analysieren zu können, wären Erhebungen erforderlich, die Daten über die Erwerbseinkommen von Vätern und Söhnen sowie über das Einkommen der gesamten Bevölkerung liefern. Derzeit existieren keine Erhebungen dieser Art, Andrew und Leigh (2007) führen jedoch Belege für einen signifikant positiven Zusammenhang in zehn Ländern an (ehemals kommunistische Länder ausgeklammert), auf der Basis einer Variablen für das „prädizierte Erwerbseinkommen der Eltern" (abgeleitet von Informationen über den Beruf der Väter und die aktuellen Verdienste nach Berufen).

Literaturverzeichnis

Anderson, G.J. und T.W. Leo (2006), "Intergenerational Educational Attainment Mobility and Family Structure", Arbeitsdokument für die 29. Generalkonferenz der International Association for Research in Income and Wealth.

Andrews, D. und A. Leigh (2007), "More Inequality, Less Social Mobility", Mimeo, Research School of Social Sciences (RSSS), Australian National University.

Askew, D., J. Brewington und A. Touhey (2001), "An Examination of Intergenerational Income Mobility Using the Panel Study of Income Dynamics", *Puget Sound eJournal of Economics*, erste Auflage.

Atkinson, A.B., A.K. Maynard und C.G. Trinder (1983), *Parents and Children: Incomes in Two Generations*, Heinemann, London.

Aydemir, A., W.-H., Chen und M. Corak (2006), "Intergenerational Earnings Mobility among the Children of Canadian Immigrants", No. 2085, *IZA Discussion Papers*, Bonn.

Bauer, P. (2006), "The Intergenerational Transmission of Income in Switzerland: A Comparison between Natives and Immigrants", *WWZ Discussion Paper*, 06/ 01, Universität Basel.

Belzil, C. und J. Hansen (2003), "Structural Estimates of the Intergenerational Education Correlation", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 6.

Björklund, A., T. Eriksson, M. Jäntti, O. Rauum und E. Österbacka (2004a), "Family Structure and Labour Market Success: The Influence of Siblings and Birth Order on the Earnings of Young Adults in Norway, Finland and Sweden", Kapitel 9 in M. Corak (Hrsg.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.

Blanchflower, D.G. und A.J. Oswald (1998), "What Makes an Entrepreneur?", *Journal of Labor Economics*, Vol. 16.

Blanden, J. (2005a), "Essays on Intergenerational Mobility and Its Variation over Time, Place and Family Structure", Doktorarbeit, University of London.

Blanden, J. (2005b), "Intergenerational Mobility and Assortative Mating in the UK", Mimeo, Centre for Economic Performance, London School of Economics.

Blanden, J. (2005c), "Love and Money: Intergenerational Mobility and Marital Matching on Parental Income", *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, Family and Labour Studies Division, Ottawa.

Blanden, J. und S. Gibbons (2006), "The Persistence of Poverty across Generations: A View from Two British Cohorts", Bericht, Joseph Rowntree Foundation, North Yorkshire, Vereinigtes Königreich.

Blanden, J., P. Gregg, und S. Machin (2005), "Intergenerational Mobility in Europe and North America. A Report supported by the Sutton Trust", Centre for Economic Performance, London School of Economics.

Blanden, J., P. Gregg und L. Macmillan (2006), "Explaining Intergenerational Income Persistence: Non-cognitive Skills, Ability and Education", *Working Paper,* No. 06/146, Centre for Market and Public Organisation, University of Bristol.

Boehm, T. und A.M. Schlottmann (1999), "Does Home Ownership by Parents Have an Economic Impact on Their Children?", *Journal of Housing Economics*, Vol. 8.

Boehm, T. und A.M. Schlottmann (2002), "Housing and Wealth Accumulation: Intergenerational Impacts", in N.P. Retsinas und E.S. Belsky (Hrsg.), *Low-income Homeownership: Examining the Unexamined Goal*, The Brookings Institution, Washington, D.C.

Borjas, G.J. (1992), "Ethnic Capital and Intergenerational Mobility", *Quarterly Journal of Economics,* Vol. 107, No. 1.

Borjas, G.J. (2004), "Increasing the Supply of Labor Through Immigration Measuring the Impact on Native-born Workers", *Backgrounder,* Centre for Immigration Studies, Washington, D.C., Mai.

Bowles, S. und H. Gintis (2002a), "The Inheritance of Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3.

Bowles, S. und H. Gintis (2002b), "Schooling in Capitalist America Revisited", *Sociology of Education*, Vol. 75, No. 1.

Bowles, S., H. Gintis und M. Osborne (2002), "The Determinants of Individual Earnings: Skills, Preferences, and Schooling", *Journal of Economic Literature*.

Bowles, S., H. Gintis und M. Osborne Groves (2005), "Introduction", in S. Bowles, H. Gintis und M. Osborne Groves (Hrsg.), *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage, New York.

Bratberg, E., Ø.A. Nilsen und K. Vaage (2005), "Intergenerational Earnings Mobility in Norway: Levels and Trends", *The Scandinavian Journal of Economics,* Vol. 107, No. 3.

Breen, R. (2004), *Social Mobility in Europe*, Oxford University Press.

Breen, R. und J.O. Jonsson (2005), "Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility", *Annual Review of Sociology*, Vol. 31.

Card, D. (2005), "Is the New Immigration Really So Bad?", *NBER Working Paper*, No. 11547, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Case, A. und C. Paxson (2006), "Children's Health and Social Mobility", *The Future of Children*, Vol. 16, No. 2.

Case, A., A. Fertig und C. Paxson (2004), "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstances", *Centre for Health and Wellbeing Discussion Paper*, Princeton.

Chadwick, L. und G. Solon (2002), "Intergenerational Income Mobility among Daughters", *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1.

Checchi, D., A., Ichino und A. Rustichini (1999), "More equal but less mobile? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US", *Journal of Public Economi*cs, Vol. 74.

Checchi, D. und L. Flabbi (2005), "Intergenerational mobility and schooling decisions", Mimeo.

Chevalier, A., K. Denny und D. McMahon (2005), "A Multi-country Study of Inter-generational Educational Mobility", Mimeo.

Corak, M. (2006), "Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility", *IZA Discussion Paper*, No. 1993, Bonn.

Corak, M., B. Gustafsson und T. Österberg (2004), "Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden", Kapitel 11 in M. Corak (Hrsg.), *Generational Income Mobility in North America and Europe,* Cambridge University Press.

D'Addio, A.C. (2007), "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility across Generations? A Review for OECD countries", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 52, OECD, Paris.

Dearden, L., S. Machin und H. Reed (1997), "Intergenerational Mobility in Britain", *Economic Journal*, Vol. 107.

Diekmann, A. und K. Schmidheiny (2006), "The Intergenerational Transmission of Divorce. Results from a Fifteen-Country Study with the Fertility and Family Survey", Mimeo.

Eriksson, T., B. Bratsberg und O. Raaum (2005), "Earnings Persistence across Generations: Transmission through Health?", Memorandum, No. 35/2005, Department of Economics, Universität Oslo.

Ermisch, J., M. Francesconi und T. Siedler (2006), "Intergenerational Economic Mobility and Assortative Mating", *The Economic Journal*, Vol. 116, Juli.

Grawe, N.D. (2004), "Intergenerational Mobility for Whom? The Experience of High- and Low-earning Sons in International Perspective", Kapitel 4 in M. Corak (Hrsg.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.

Grawe, N.D. (2005), "Family Size and Child Achievement", *Carleton College Department of Economics Working Paper*, No. 2005-06, Carleton College Department of Economics, Northfield, MN.

Hanushek, E.A. und L. Woessmann (2005), "Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-Differences Evidence across Countries", *NBER Working Paper*, No. 11124, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Harding, D.J., C. Jencks, L.M. Lopoo und S.E. Mayer (2005), "The Changing Effect of Family Background on the Incomes of American Adults", Kapitel 3 in S. Bowles, H. Gintis und M. Osborne Groves, *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*.

Heckman, J.J. (2006), "The Economics of Investing in Early Childhood", Vortrag anlässlich der NIFTEY-Konferenz, University of New South Wales, Sydney, Februar.

Heckman, J. und P. Carneiro (2003), "Human Capital Policy", in J.J. Heckman und A.B. Krueger (Hrsg.), *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?,* MIT Press, Cambridge, MA.

Hendricks, L. (1999), "Do Redistributive Policies Promote Intergenerational Mobility?", *Working Paper,* No. 99/06, W.P. Carey School of Business, Arizona State University.

Hertz, T. (2006), "Understanding Mobility in America", Bericht, Centre for American Progress, Washington, D.C.

Hirvonen, L. (2006), "Intergenerational Earnings Mobility Among Daughters and Sons: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States", Mimeo, Institute for Social Research, Universität Stockholm.

Holmlund, H. (2006), "Intergenerational Mobility and Assortative Mating Effects of an Educational Reform", *Swedish Institute for Social Research Working Paper*, No. 4/2006, Universität Stockholm.

Hugalde Sánchez, A. (2004), "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)", *Working Paper,* No. 2004/1, Institut d'Economia de Barcelona, Centre de Recerca en Federalismo Fiscal i Economia Regional.

Jäntti, M., B. Bratsberg, K. Roed, O. Raaum, R. Naylor, E. Österbacka, A. Björklund und T. Eriksson (2006), "American Exceptionalism in a New Light: A Comparison of Intergenerational Earnings Mobility in the Nordic Countries, the United Kingdom and the United States", *IZA Discussion Paper*, No. 1938, IZA-Bonn.

Jencks, C. (1979), *Who Gets Ahead?,* Basic Books, New York.

Lam, D. und R.F. Schoeni (1993), "Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil", *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 4.

Leigh, A. (2006), "Intergenerational Mobility in Australia", Manuskript, Social Policy Evaluation, Analysis and Research Centre, Research School of Social Sciences, Australian National University.

Lindahl, L. (2002), "Do Birth Order and Family Size Matter for Intergenerational Income Mobility? Evidence from Sweden", *Working Paper*, No. 5/2002, Swedish Institute for Social Research, Universität Stockholm.

Marshall G., A. Swift und S. Roberts (1997), *Against the Odds? Social Class and Social Justice in Industrial Societies*, Oxford University Press, Oxford.

Mazumder, B. (2001), "Earnings Mobility in the US: A New Look at Intergenerational Inequality", *Working Paper,* No. 2001-18, Federal Reserve Bank of Chicago.

Mazumder, B. (2002), "Analyzing Income Mobility over Generations", *Chicago Fed Letter,* Vol. 181, September.

Mazumder, B. (2005), "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S. Using Social Security Earnings Data", *Review of Economics and Statistics,* Vol. 87, No. 2.

Mulligan, C.B. (1997), *Parental Priorities*, University of Chicago Press, Chicago.

Musick, K. und R.D. Mare (2004), "Family Structure, Intergenerational Mobility, and the Reproduction of Poverty: Evidence for Increasing Polarization?", *Demography*, Vol. 41, No. 4.

Osborne Groves, M.A. (2005), "Personality and the Intergenerational Transmission of Earnings from Fathers to Sons", in S. Bowles, H. Gintis und M. Osborne Groves (Hrsg.), *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage and Princeton University Press.

Palmer, S. (2002), "Neighbourhood Effects and their Role in Intergenerational Mobility for the UK", Faculty of Social Sciences, Department of Economics, University of Southampton.

Pekkarinen, T., R. Uusitalo und S. Pekkala (2006), "Education Policy and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform", *IZA Discussion Paper,* No. 2204, Bonn.

Piketty, T. (2003), "The Impact of Divorce on School Performance: Evidence from France, 1968-2002", Centre for Economic Policy Research (CEPR), *Discussion Paper,* No. 4146, London.

Piraino, P. (2006), "Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy", *Working Paper,* No. 471, Department of Economics, Universität Siena.

Rumberger, R.W. (2006), "Education and the Reproduction of Economic Inequality in the United States: An Empirical Investigation", *Draft Paper*, University of California.

Schütz, G., H.W. Ursprung und L. Woessmann (2005), "Education Policy and Equality of Opportunity", *IZA Discussion Paper*, No. 1906, Bonn.

Seshadri, A. und K. Yuki (2004), "Equity and Efficiency Effects of Redistributive Policies", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 51.

Solon, G. (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review* Vol. 82, No. 3.

Solon, G. (2004), "A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place", Kapitel 2 in M. Corak, *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.

Zimmerman, D. (1992), "Regression toward Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 3.

TEIL IV

Kapitel 9

Öffentliche Dienstleistungen: Wie verändern sie die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte?*

Öffentliche Dienstleistungen für private Haushalte reduzieren die Ungleichheit zwar ganz erheblich, dies aber in der Regel in geringerem Maße als der kombinierte Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der öffentlichen monetären Transferleistungen. Dieser die Ungleichheit reduzierende Effekt ist in erster Linie durch eine relativ gleichmäßige Verteilung dieser Dienstleistungen auf die Bevölkerung bedingt, was dazu führt, dass ihr Anteil an den Ressourcen von Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung höher ist als bei Personen am oberen Ende.

* Dieses Kapitel stützt sich auf eine längere Arbeit von François Marical (INSEE), Marco Mira d'Ercole (OECD), Maria Vaalavuo (Europäisches Hochschulinstitut, Florenz) und Gerlinde Verbist (Universität Antwerpen). Vgl. Marical et al. (2006). Die Arbeit wurde in leicht abgeänderter Form auch in *OECD Economic Studies* veröffentlicht.

Einführung

Zum Wohlergehen des Einzelnen tragen neben dem Einkommen noch viele andere Faktoren bei. Bleiben diese Faktoren bei der Analyse unberücksichtigt, führen die herkömmlichen Einkommensmessgrößen zu Verzerrungen in der Beurteilung des durchschnittlichen Niveaus des Wohlergehens in den einzelnen Ländern und seiner Verteilung auf die Bevölkerung. Im Mittelpunkt dieses Kapitels steht einer dieser Faktoren: die öffentlichen Dienstleistungen für die privaten Haushalte, deren Inanspruchnahme den Nutzern einen persönlichen Vorteil bringt. Der Grund, diese Dienstleistungen in die Verteilungsanalyse aufzunehmen, liegt auf der Hand. Erstens entrichten die Haushalte zur Finanzierung dieser öffentlichen Dienstleistungen Steuern und Sozialabgaben, die daher (ganz oder zumindest teilweise) von ihrem Bruttoeinkommen abgezogen werden, um so eine Messgröße ihres verfügbaren Haushalts- bzw. Nettoeinkommens zu erhalten (Tabelle 4.1), während die im Gegenzug bereitgestellten öffentlichen Dienstleistungen nicht als Faktor betrachtet werden, der die Konsummöglichkeiten der Haushalte beeinflusst[1]. Zweitens sind die Staatsausgaben für diese Dienstleistungen in allen OECD-Ländern hoch genug, um einen signifikanten Effekt auf das Wohlergehen der privaten Haushalte zu haben. Einer systematischen Einbeziehung dieser Dienstleistungen in die Messgrößen für die Ressourcen der privaten Haushalte steht jedoch eine ganze Reihe statistischer und konzeptueller Probleme im Wege (Kasten 9.1), und zurzeit besteht Uneinigkeit über die Frage, wie diese Probleme am besten zu lösen sind.

In diesem Kapitel wird untersucht, welchen Effekt diese öffentlichen Dienstleistungen auf die summarischen Messgrößen der Einkommensungleichheit haben; es stützt sich dabei auf die Ergebnisse einer ganzen Reihe von Arbeiten zu diesem Thema[2]. Das Kapitel liefert zudem auf zwei verschiedenen Ansätzen basierende quantitative Schätzungen der Verteilungseffekte dieser Dienstleistungen. Der erste Ansatz stützt sich auf die Mikrodaten der Haushaltserhebungen von 18 OECD-Ländern und untersucht den Verteilungseffekt der öffentlichen Dienstleistungen der Bereiche Gesundheitsversorgung, Bildung und sozialer Wohnungsbau. Der zweite Ansatz basiert auf nach Dezilen gruppierten Einkommensdaten aus dem OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung und ermöglicht die Durchführung von Schätzungen für 26 OECD-Länder und alle in der OECD Social Expenditure Database enthaltenen Ausgabenkategorien. In dem Kapitel wird nicht auf andere wichtige Effekte öffentlicher Dienstleistungen eingegangen – wie z.B. die Effekte auf Arbeitsangebot und Armut – und auch nicht auf öffentliche Dienstleistungen, deren Inanspruchnahme sich nicht einzelnen Personen zuordnen lässt (wie z.B. Verkehrsinfrastruktur, Polizei und Verteidigung).

Erkenntnisse aus früheren Untersuchungen

Mehrere Studien waren den verteilungsbezogenen Implikationen öffentlicher Dienstleistungen gewidmet. Dieser Teil vermittelt einen Überblick über einige der wichtigsten Untersuchungsergebnisse in den Bereichen Gesundheitsversorgung, Bildung und sozialer Wohnungsbau. Die Erkenntnisse der einzelnen Studien lassen sich jedoch insofern schwer direkt miteinander vergleichen, als sie sich im Hinblick auf die erfassten Programme und angewendeten Verfahren voneinander unterscheiden.

Gesundheitsversorgung

Bei den Untersuchungen über den Verteilungseffekt der Gesundheitsleistungen wurden im Wesentlichen zwei Ansätze verwendet. Dem ersten Ansatz zufolge ist der monetäre Wert öffentlicher Gesundheitsleistungen dem Haushaltseinkommen *hinzuzurechnen*. Der Schwerpunkt des zweiten Ansatzes liegt auf der Frage, inwieweit die bei der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen zu tragenden Zuzahlungen die wirtschaftlichen Ressourcen der Betreffenden *verringern*.

Kasten 9.1 **Konzeptuelle und methodologische Probleme**

Um den Einfluss öffentlicher Dienstleistungen auf die Verteilung der den privaten Haushalten zur Verfügung stehenden wirtschaftlichen Ressourcen zu untersuchen, ist es erforderlich, die Definition der Ressourcen zu erweitern und sie vom enger gefassten Konzept des verfügbaren Einkommens – d.h. der Summe der Markteinkommenskomponenten (Arbeitseinkommen, Mieteinkünfte, Dividenden usw.) und der von den Haushalten erhaltenen monetären Transferleistungen (öffentlichen und privaten Ursprungs), abzüglich der von ihnen entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben – auf ein Einkommenskonzept auszudehnen, das zusätzliche nichtmarktbestimmte Einkommenskomponenten mit einschließt, wie z.B. vom Staat bereitgestellte Dienstleistungen, die in der Regel in den herkömmlichen Statistiken nicht enthalten sind. Der Übergang vom Haushaltseinkommen zu einem weiter gefassten Konzept der wirtschaftlichen Ressourcen wirft eine Reihe von Fragen auf: Davon sind einige konzeptueller Art und beziehen sich in erster Linie auf die Bewertung dieser Dienstleistungen und ihre Verteilung auf die einzelnen Nutznießer; andere betreffen die Methodologie – und geben vermutlich weniger Anlass zu Kontroversen –, können sich aber in erheblichem Maße auf die zahlenmäßigen Ergebnisse auswirken.

- *Welche Dienstleistungen sollten berücksichtigt werden?* Wo die Grenzen dessen liegen, was unter der Rubrik „öffentliche Dienstleistungen" für private Haushalte zusammenzufassen ist, ist unzureichend definiert. Wichtige öffentliche Ausgabenposten wie Bildung und Gesundheit sind darin sicher enthalten, doch kommen den Haushalten a priori alle – direkten oder indirekten – öffentlichen Ausgaben zugute, angefangen bei den Ausgaben für Rüstungsgüter bis hin zu den Betriebskosten öffentlicher Einrichtungen. Diese unterschiedlichen Ausgabenarten lassen sich indessen verschiedenen Kategorien zuordnen. Einige der vom Staat bereitgestellten Dienstleistungen kommen den Haushalten individuell zugute, wie es bei der Gesundheitsversorgung, der Bildung und Sozialwohnungen der Fall ist. Andere Ausgaben kommen dagegen der Gesamtbevölkerung zugute und lassen sich kaum aufschlüsseln, wie z.B. Infrastruktur oder Sicherheit. Einige Studien waren darauf angelegt, alle öffentlichen Ausgaben einzelnen Haushalten zuzuteilen, von Agrarsubventionen bis hin zum Bau von Autobahnen (z.B. Ruggles und O'Higgins, 1981). Andere basierten auf einer genaueren Klassifizierung öffentlicher Dienstleistungen nach den Effekten, die sie auf die Haushalte haben (z.B. Wolff und Zacharias, 2004)[1]. In der Praxis lag der Fokus bei den meisten Arbeiten auf enger begrenzten Sektoren – insbesondere Bildung, Gesundheit und einige andere Sozialausgabenposten –, deren Leistungen der Person, die sie in Anspruch nimmt, einen persönlichen Nutzen bringen.
- *Wie lassen sich öffentliche Dienstleistungen für Haushalte bewerten?* Öffentliche Dienstleistungen werden in der Regel außerhalb des Marktkontexts erbracht. Da es an Marktpreisen fehlt, wird der Wert dieser Dienstleistungen im System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen in der Regel zu ihren Gestellungskosten veranschlagt, die sich zudem in den meisten Fällen auf die Arbeitskosten beschränken, d.h. die Kosten der Nutzung von Sachkapital nicht miteinschließen. Dies ist umstritten, wenn es darum geht, das Wohlergehen einzelner Personen oder Haushalte zu bewerten. Eine Alternative zu den Gestellungskosten bestünde darin, die Dienstleistungen danach zu bewerten, wie viel der Einzelne ausgegeben hätte, um ähnliche Leistungen am Markt zu erwerben, oder auf Basis des Betrags, den der Einzelne für die betreffende Leistung auszugeben bereit wäre, doch sind entsprechende Ansätze mit hohem Informationsaufwand verbunden. Öffentliche Dienstleistungen können zudem Merkmale aufweisen, die sich von denen am Markt erworbener Leistungen unterscheiden. Trotz dieser Probleme ist die Bewertung öffentlicher Dienstleistungen eine wichtige Voraussetzung für die Durchführung von Analysen ihres Verteilungseffekts, was wiederum unterstreicht, wie wichtig die gegenwärtige Debatte in Fachkreisen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen über die Frage ist, wie die Produktion des Staats am besten zu bewerten sei (Atkinson, 2005). In den meisten Studien über den Verteilungseffekt öffentlicher Dienstleistungen werden diese zu ihren Gestellungskosten bewertet (z.B. Aaberge und Langørgen, 2006; Ruggles und O'Higgens, 1981; Smeeding et al., 1993), so dass Unterschiede zwischen den Ländern, was die Effizienz der Dienstleistungserbringung betrifft, außer Acht gelassen werden[2].
- *Wie ist der Gesamtwert der öffentlichen Dienstleistungen auf einzelne Personen zu verteilen?* Die für die Beurteilung der Einkommensverteilung im Allgemeinen zu Grunde gelegten Haushaltserhebungen liefern oft nur begrenzte Informationen über die tatsächliche Inanspruchnahme der verschiedenen öffentlichen Dienstleistungen durch einzelne Personen oder Haushalte. Das führt dazu, dass die meisten Versuche, die Leistungen zu „individualisieren", auf Zurechnungstechniken basieren und daher fehleranfällig sind[3]. Für einige Dienstleistungen ist diese individuelle Zurechnung

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

zwar relativ leicht durchzuführen (z.B. ist die Inanspruchnahme öffentlicher Bildungsleistungen auf Haushalte mit Kindern im entsprechenden Alter begrenzt), doch sind bei anderen Leistungskategorien detailliertere Informationen erforderlich (z.B. über die Zahl der Arzt- oder Krankenhausbesuche im Fall der öffentlichen Gesundheitsversorgung). Bei den meisten Studien über den Verteilungseffekt der öffentlichen Gesundheitsleistungen basiert die Ermittlung der Verteilung des Gesamtwerts der Leistungen auf einzelne Personen nicht auf der tatsächlichen Inanspruchnahme, sondern vielmehr auf den Merkmalen des Einzelnen (z.B. Alter, Geschlecht, Bildung und Einkommen) und der Haushalte (z.B. Vorhandensein von Kindern, Beschäftigungsstatus anderer Erwachsener in der Familie), d.h. auf der Hypothese, der zufolge die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person zu diesen Dienstleistungen Zugang hat, mit der anderer Personen mit denselben Merkmalen identisch ist[4].

- *Sollte der Wert der öffentlichen Dienstleistungen einzelnen Personen oder dem Haushalt zugerechnet werden, in dem sie leben?* Diese methodologische Frage spielt in Bezug auf die Interpretation der Ergebnisse verschiedener Untersuchungen eine wichtige Rolle. Die meisten Studien über die Einkommensverteilung verwenden als Einheit den Haushalt (oder, seltener, die Familie), in dem die Ressourcen zusammengelegt und (zu gleichen Teilen) auf die einzelnen Personen verteilt werden (d.h. den einzelnen Personen wird das Einkommen des Haushalts zugerechnet, in dem sie leben, nach Berücksichtigung der unterschiedlichen Bedürfnisse der Haushalte je nach ihrer Größe, Canberra Group, 2001). Dieser Ansatz führt jedoch im Fall öffentlicher Dienstleistungen zu ganz spezifischen Problemen, insbesondere der Frage, ob ihr Nutzen nur den einzelnen sie in Anspruch nehmenden Personen zugute kommt (z.B. denen, die eine Hochschule besuchen) oder auch anderen Haushaltsmitgliedern (d.h. den Eltern, die u.U. die Kosten des Hochschulstudiums ihrer Kinder tragen)[5]. Dieser zweite Ansatz kommt zwar bei den meisten Studien zur Anwendung, doch führt dies bei Teilnehmern an der Tertiärbildung insofern zu ganz spezifischen Problemen, als viele unter ihnen u.U. als Mitglieder eines separaten Haushalts mit eigenen Aussagen zufolge geringem Einkommen erfasst sind. Andere Studien wiederum versuchen dieses Problem zu lösen, indem sie die Studierenden ihrer ursprünglichen Familie zuordnen, was jedoch nicht immer möglich ist.
- *Über welchen Zeitraum erstreckt sich die Umverteilung?* Der Nutzen öffentlicher Dienstleistungen für die einzelnen Empfänger ist u.U. nicht auf den Augenblick der Inanspruchnahme begrenzt, sondern kann sich über einen langen Zeitraum erstrecken (Bildungsleistungen verbessern z.B. das künftige Arbeitseinkommen der Studierenden). Für die Berücksichtigung dieses langfristigen Nutzens sind jedoch Lebenszyklusmodelle erforderlich, deren Hypothesen (in Bezug auf Präferenzen und Risikoaversion) meist ad hoc bestimmt werden. Auf Grund dieser Schwierigkeiten wird bei den meisten Studien zu diesem Thema eine begrenztere, dafür aber auch weniger willkürliche *statische* Perspektive des Nutzens gewählt.

Die Antworten auf viele der oben genannten Fragestellungen geben zwangsläufig Anlass zu Kontroversen. Manche Beobachter dürften bezweifeln, ob es möglich ist, das Wohlergehen der Haushalte zu bewerten, indem die monetären Komponenten, mit denen die Empfänger all ihre alltäglichen Bedürfnisse befriedigen können – und deren Wert ganz genau bekannt ist – zu anderen Einkommenskomponenten „hinzugerechnet" werden, die nur für die Befriedigung einiger dieser Bedürfnisse zu nutzen sind und deren Bewertung zwangsläufig Anlass zu Kontroversen gibt. Selbst wenn der Nutzen eines weiter gefassten über das Haushaltseinkommen hinausgehenden Einkommenskonzepts einzusehen ist, kann sich auf Grund der Unzulänglichkeit dieses erweiterten Konzepts (z.B. werden öffentliche Sachleistungen einbezogen, aber andere Einkommenskomponenten wie kalkulatorische Mieten oder Kapitalerträge außer Acht gelassen) das Ranking der Personen bestimmter Kategorien (z.B. Familien mit Kindern) verbessern, während durch eine Ausdehnung auf alle Einkommenskomponenten genau der entgegengesetzte Effekt eintreten könnte (Verger, 2005). Anders ausgedrückt, birgt jede zusätzlich berücksichtigte Komponente das Potenzial in sich, die Gesamtbeurteilung des Wohlergehens und der Ungleichheit zu beeinflussen[6]. Diese Erwägungen haben offenkundige Implikationen im Hinblick auf die Interpretation der Ergebnisse in diesem Bericht.

---

1. Wolff und Zacharias (2004) verwenden für die Vereinigten Staaten eine Klassifizierung auf der Basis der Nomenklatur der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, die alle Dienstleistungen mit einschließt, die den Haushalten direkt zugute kommen, jedoch unter Ausklammerung der Bereiche allgemeine Verwaltung, nationale Verteidigung, Justiz und Haftanstalten.

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

2. Smeeding (1977) bewertet öffentliche Dienstleistungen jedoch auf der Basis des Betrags, den die Haushalte für eine private Dienstleistung mit ähnlichen Merkmalen ausgegeben hätten, d.h. auf der Basis eines äquivalenten monetären Werts. Wegen der unterschiedlichen Merkmale der öffentliche und private Dienstleistungen erwerbenden Haushalte stützt sich Smeeding bei der Schätzung des Preises, den öffentliche Dienstleistungen in Anspruch nehmende Haushalte zu zahlen bereit wären, auf ökonometrische Verfahren (die er auf die Haushalte anwendet, die am Markt private Dienstleistungen erwerben).
3. Der durch die jeweiligen Dienstleistungen entstehende Nutzen ist zudem u.U. nicht auf die einzelne sie in Anspruch nehmende Person begrenzt, sondern kann der ganzen Gesellschaft zugute kommen (d.h. möglicherweise profitiert jede Person davon, in einer Gesellschaft mit hohem Bildungs- und Gesundheitsversorgungsniveau zu leben). Eine Berücksichtigung dieser Externalitäten ist indessen schwierig, und sie werden deshalb bei den meisten empirischen Analysen generell außer Acht gelassen.
4. Diese Annahme impliziert effektiv, dass alle Personen einen Nutzen dadurch haben, zu wissen, dass sie im Bedarfsfall Zugang zu den entsprechenden Leistungen hätten.
5. In einem Ansatz wird das äquivalenzgewichtete Einkommen des die Leistungen in Anspruch Nehmenden um den nicht äquivalenzgewichteten Wert der öffentlichen Dienstleistungen erhöht, während beim zweiten Ansatz das nicht äquivalenzgewichtete Einkommen des Haushalts zunächst um den Betrag der öffentlichen Dienstleistungen erhöht und dann äquivalenzgewichtet wird.
6. Sowohl die Größe als auch der Verteilungseffekt der verschiedenen Einkommenskomponenten ist von der angewandten Bewertungsmethode abhängig. Mattila-Wiro (2004) schätzt beispielsweise, dass die Produktion der Haushalte (d.h. die Produktion von Gütern und Dienstleistungen durch die Haushaltsmitglieder für den Eigenverbrauch, die Personen außerhalb des Haushalts hätte übertragen werden können), wenn sie auf der Basis des Arbeitseinkommens eines unqualifizierten Arbeiters bewertet würde, für das Jahr 1999-2000 in Finnland den Gini-Koeffizienten der Einkommensungleichheit um rd. 30% und die Armutsquote um nahezu 60% senken würde.

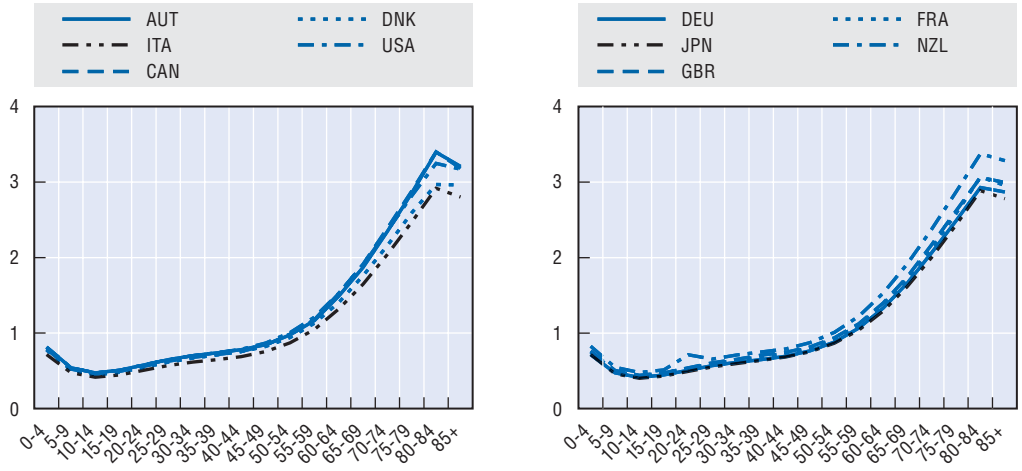
Ansätze auf der Basis der Hinzurechnung öffentlicher Ausgaben zum Haushaltseinkommen

Studien über den Effekt der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die Gesamtressourcen der privaten Haushalte sind bei der Zurechnung der dem Einzelnen durch die Inanspruchnahme dieser Dienstleistungen entstehenden Vorteile im Wesentlichen von zwei Ansätzen ausgegangen. Der erste basiert auf dem Gedanken, dass jeder Einzelne mit derselben Wahrscheinlichkeit aus diesen Programmen Nutzen zieht wie eine andere Person mit denselben Merkmalen (*Versicherungswert*); der zweite Ansatz stützt sich auf die *tatsächliche* Inanspruchnahme dieser Dienstleistungen. Der erste Ansatz ist mit Abstand der am häufigsten angewendete und wird bei der im folgenden Abschnitt vorgestellten empirischen Analyse zu Grunde gelegt. Dass dieser Ansatz überwiegt, erklärt sich z.T. durch die Tatsache, dass sich die Gesundheitsausgaben stark auf ältere Menschen konzentrieren. Das Profil der altersspezifischen Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben ist in den OECD-Ländern auffallend ähnlich: Auf einen leichten Rückgang nach dem Kindesalter folgt eine Periode etwa konstanter Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen bis zum Alter von 40-44 Jahren, während danach ein exponentieller Anstieg mit zunehmendem Alter und ein leichter Rückgang ab 85 Jahren verzeichnet wird (Abb. 9.1).

Untersuchungen, bei denen die Zurechnung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf der Basis des Alters (und seltener auch anderer Merkmale) der Personen erfolgte, ergaben einen deutlichen, die Ungleichheit der Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen reduzierenden Effekt. Dieser ist durch zwei Faktoren bedingt.

- Der erste ist die obengenannte starke Konzentration der Gesundheitsausgaben auf ältere Menschen, die mit der Tatsache zusammenfällt, dass die meisten aus dem Erwerbsleben ausgeschiedenen älteren Menschen ein geringes monetäres Einkommen haben – was bei dem hier verwendeten jährlichen Abrechnungszeitraum einen starken Umverteilungseffekt impliziert. Gardiner et al. (1995) zufolge erklärt sich die stärkere Konzentration der Gesundheitsausgaben auf die unteren Quintile de facto in erster Linie durch das geringe Einkommen der meisten älteren Menschen.

Abbildung 9.1 **Öffentliche Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben für jede Altersgruppe, im Verhältnis zu den gesamten Pro-Kopf-Gesundheitsausgaben**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423317305521

Anmerkung: Werte über 1 zeigen an, dass die Pro-Kopf-Ausgaben einer bestimmten Altersgruppe über denen der Gesamtbevölkerung liegen (z.B. sind die Gesundheitsausgaben für Personen im Alter von 80 Jahren und darüber rund dreimal so hoch wie im Durchschnitt).

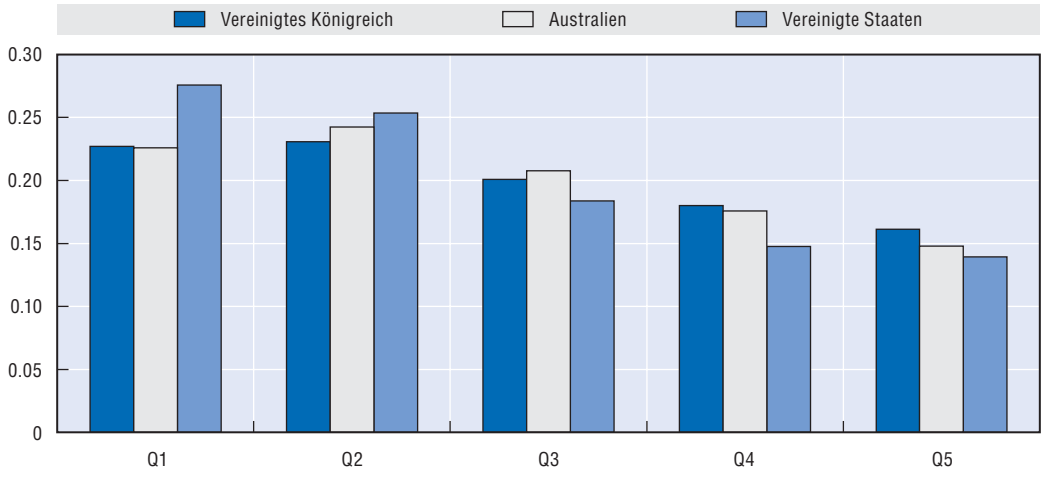
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von OECD (2006).

- Der zweite Faktor ist die Verstärkung dieses altersspezifischen Umverteilungseffekts durch einen zusätzlichen, durch die Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben innerhalb der Altersgruppen zustande kommenden Angleichungseffekt[3]. Bedingt ist dies sowohl durch die Tatsache, dass Gesundheitsleistungen für Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung eine wichtigere Rolle spielen, selbst wenn der absolute Betrag für alle derselbe ist, und dass der Wert der für Personen in den unteren Quintilen der Einkommensverteilung bereitgestellten Gesundheitsleistungen – in einigen Ländern – höher ist.

Diese Muster gelten sowohl für Länder mit universellem Krankenversicherungsschutz (z.B. das Vereinigte Königreich) als auch – in noch stärkerem Maße – für Länder, wo der Zugang zu bestimmten öffentlichen Gesundheitsleistungen älteren Menschen oder Personen mit besonders geringen finanziellen Ressourcen vorbehalten ist (z.B. in den Vereinigten Staaten). Schätzungen aus nationalen Studien über die Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die Einkommensquintile zeigen, dass die Abnahme in den Vereinigten Staaten sowohl deutlicher als auch progressiver ist, im Vereinigten Königreich und Australien dagegen der höchste Anteil auf Personen im zweiten Quintil entfällt (Abb. 9.2). Lakin (2004) zufolge ist die Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben bei Nichtrentnerhaushalten im Vereinigten Königreich relativ einheitlich, während bei Ausdehnung der Analyse auf alle Haushalte Personen im unteren Teil der Verteilung im Vorteil sind.

Andere Studien stützten sich bei der Beurteilung der Verteilungseffekte der öffentlichen Gesundheitsversorgung auf die *tatsächliche* Inanspruchnahme. So kommen z.B. sowohl Evandrou et al. (1993) als auch Sefton (2002) auf der Basis detaillierten Datenmaterials über die im Vereinigten Königreich von Personen effektiv in Anspruch genommenen Gesundheitsleistungen zu dem Schluss, dass die öffentlichen Gesundheitsausgaben Ungleichheit reduzieren – wobei der Anteil der öffentlichen Gesundheitsausgaben zu Gunsten von Personen im zweiten Quintil noch höher ist und die Verteilung noch stärker sinkt als bei Studien, die auf dem Versicherungswert basieren. Jedoch sind die auf der tatsächlichen Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen basierenden Schätzungen nicht über jede Kritik erhaben. Dieser Ansatz impliziert nämlich de facto, dass bei einem bestimmten monetären Einkommen die finanzielle Situation kranker Menschen – nur weil sie mehr Gesundheitsleistungen erhalten – besser ist als die gesunder Personen (Aaberge und Langørgen, 2006). Hinzu kommt, dass viele medizinische Eingriffe sehr kostenaufwendig sind und sich zugleich auf einen begrenzten Zeitraum konzentrieren; infolgedessen könnte eine Neueinstufung der Personen nach ihrem „Finaleinkommen“ (d.h. nach Berücksichtigung des Effekts der von ihnen erhaltenen

Abbildung 9.2 **Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die Einkommensquintile, Anfang der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423342631545

Anmerkung: Die Schätzungen für die Vereinigten Staaten stützen sich auf die Annahme, dass die Ausgaben für die öffentliche Gesundheitsversorgung und die Krankenhäuser allen Menschen zugute kommen (d.h. sie sind auf Pro-Kopf-Basis verteilt), wohingegen die Ausgaben im Rahmen der Programme *Medicare* und *Medicaid* bestimmten Segmenten der Bevölkerung vorbehalten sind. Für jedes Land ist die Summe der fünf Balken gleich eins.

Quelle: Harding et al. (2004) für Australien; Lakin (2004) für das Vereinigte Königreich; sowie Wolff und Zacharias (2004) für die Vereinigten Staaten.

öffentlichen Gesundheitsleistungen) dazu führen, dass Personen, die diese Leistungen stärker in Anspruch nehmen, in höhere Einkommensgruppen aufrücken, und dass dadurch der gemessene, Ungleichheiten in der Einkommensverteilung reduzierende Effekt der Gesundheitsleistungen gedämpft wird.

Um dieser Kritik zu begegnen, muss sowohl der stärkeren Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen durch Personen mit Gesundheitsproblemen als auch ihrem größeren Bedarf an solchen Leistungen Rechnung getragen werden. Untersuchungen über die Korrelation zwischen Einkommen und Gesundheitszustand lassen darauf schließen, dass der Gesundheitszustand ärmerer Menschen schlechter und ihr Bedarf an Gesundheitsleistungen infolgedessen größer ist (Hernández-Quevedo et al., 2006; Humphries und van Doorslaer, 2000; Caussat et al., 2005). Studien, in denen der Versuch unternommen wird, sowohl den Bedarf als auch die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen zu berücksichtigen (anhand des Gesundheitszustands und der Inanspruchnahme verschiedener Arten von Gesundheitsleistungen durch die Befragten nach deren Eigenangaben), lassen darauf schließen, dass die meisten OECD-Länder eine „gerechte Verteilung" auf die verschiedenen Einkommensgruppen erreicht haben, was die Zahl der Arztbesuche und Krankenhausübernachtungen betrifft, während die zahnärztliche Versorgung nach wie vor mehr dem finanziell besser gestellten Teil der Bevölkerung zugute kommt (Van Doorslaer et al., 2004)[4]. Für diese Schlussfolgerung spricht auch die Tatsache, dass arme Menschen im Krankheitsfall den Ausweg wählen, auf die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen zu verzichten.

Ansätze auf der Basis des Abzugs von Selbstzahlungen

Länderspezifische Unterschiede in Bezug auf die Organisation der Gesundheitsversorgung haben deutlichere Auswirkungen auf die Einkommensverteilung als sich an der Höhe der öffentlichen Ausgaben ablesen lässt. Um dieser Tatsache Rechnung zu tragen, schlagen Gardiner et al. (1995) einen alternativen Ansatz vor, bei dem nicht die öffentlichen Gesundheitsausgaben dem persönlichen Einkommen hinzugerechnet, sondern stattdessen die Selbstzahlungen der privaten Haushalte (einschließlich der Kosten der privaten Krankenversicherung) vom verfügbaren Einkommen abgezogen werden[5]. Wie wichtig es ist, bei Ländervergleichen der Einkommensungleichheit die Selbstzahlungen zu berücksichtigen, zeigen die großen Unterschiede zwischen den Ländern, was die durchschnittliche Höhe der Selbstzahlungen sowie ihre Verteilung auf die Einkommensdezile betrifft (Gardiner et al., 1995).

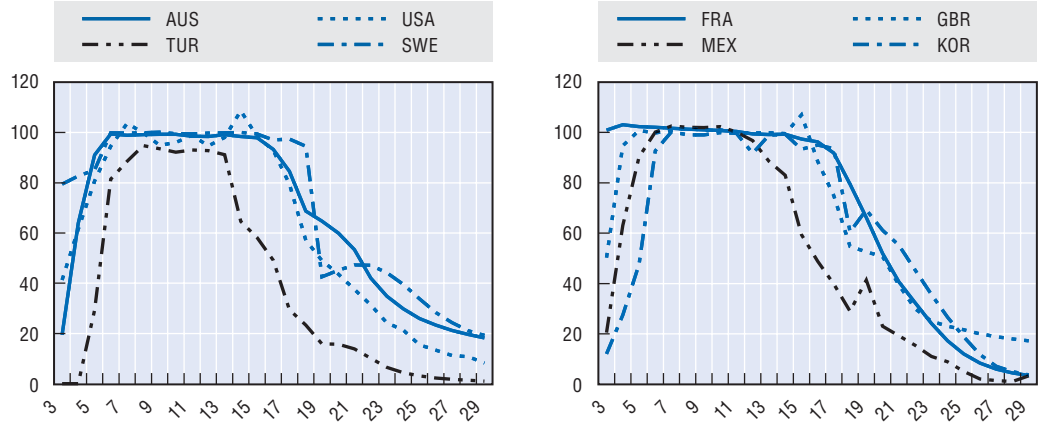
Selbstzahlungen geben besonders in Ländern ohne universellen Krankenversicherungsschutz, wie beispielsweise die Vereinigten Staaten, Anlass zu Sorge[6]. Merlis (2002) zufolge sind diese Zahlungen in den Vereinigten Staaten einer der wichtigsten Gründe der Einkommensunsicherheit von Personen ohne Krankenversicherung (rd. 16% der Gesamtbevölkerung, De Navas-Walt et al., 2006) und entfallen für 16% aller US-Haushalte über 5% sowie bei Personen unter der offiziellen Armutsgrenze 23% des Einkommens auf Selbstzahlungen für die Gesundheitsversorgung. Eine besonders hohe Belastung sind diese Selbstzahlungen zudem für Haushalte mit älterem oder behindertem Haushaltsvorstand, was sich aus dem Zusammentreffen von drei Faktoren erklärt: größerer Bedarf an Gesundheitsleistungen, geringeres Einkommen und reduzierter arbeitgeberseitiger Krankenversicherungsschutz. Selbstzahlungen spielen auch in anderen Ländern eine bedeutende Rolle, insbesondere dann, wenn die Haushalte mit besonders schweren Erkrankungen konfrontiert sind[7]. Insgesamt lassen die Untersuchungsergebnisse darauf schließen, dass die negativen Auswirkungen der Selbstzahlungen vor allem die ärmsten Familien mit den schwersten Gesundheitsproblemen betreffen[8].

Bildung

Die Inanspruchnahme öffentlicher Bildungsleistungen ist individuell unterschiedlich, was a priori mit bedeutenden Verteilungseffekten verbunden ist. Der wichtigste Bestimmungsfaktor für die Wahrscheinlichkeit der Inanspruchnahme von Bildungsleistungen ist – zumindest bis zur Sekundarstufe II – das Alter einer Person (Abb. 9.3). Bei den meisten Studien über die Verteilungseffekte der öffentlichen Bildungsausgaben werden diese Leistungen global betrachtet und dem Einzelnen nach dem Alterskriterium zugerechnet (z.B. Garfinkel et al., 2004), wohingegen bei anderen Studien Informationen über den tatsächlichen Besuch verschiedener Arten von Bildungseinrichtungen zu Grunde gelegt werden.

Das Alter einer Person ist jedoch nicht der einzige Faktor, der auf die Inanspruchnahme öffentlicher Bildungsleistungen Einfluss hat. Andere Faktoren, wie z.B. der soziale Hintergrund und das Einkommen, spielen ebenfalls eine Rolle. Welche Rolle sie spielen, hängt in erheblichem Maße von der Kategorie der betreffenden Bildungsleistungen ab. Grundsätzlich ist hier zu unterscheiden zwischen der Pflichtschulbildung und der weiterführenden Bildung.

Abbildung 9.3 **Schulbesuch nach Alter in bestimmten OECD-Ländern, 2003**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423410322555

Anmerkung: Schulbesuchsquote im öffentlichen und privaten Bildungssystem auf Vollzeit- und Teilzeitbasis. In einigen Ländern beträgt die Schulbesuchsquote über 100%, weil die Schätzungen der Zahl der Schüler und der Personen in jeder Altersgruppe auf unterschiedlichen Datenquellen basieren.

Quelle: OECD (2005).

Pflichtschulbildung

Auf die Pflichtschulbildung, die den Primarbereich und den Sekundarbereich I umfasst, entfallen je nach Land 30-60% der öffentlichen Bildungsausgaben. Im Prinzip kommen diese Ausgaben allen Personen im schulpflichtigen Alter zugute, selbst wenn sich manche Haushalte für eine private

Bildungseinrichtung entscheiden[9]. Selbst wenn eine kleine Minderheit von Kindern im schulpflichtigen Alter (meist mit Armutshintergrund) nicht die Schule besucht[10], ist die allein auf dem Alter basierende Zurechnung der öffentlichen Ausgaben für die Pflichtschulbildung a priori vertretbar.

Bei Studien, die diesen Pflichtschulansatz verwenden, kann im Allgemeinen eine signifikante Reduzierung der Ungleichheiten bei der Verteilung wirtschaftlicher Ressourcen nachgewiesen werden. So führt z.B. in Griechenland, wo die Primar- und Sekundarschulbildung hauptsächlich den drei untersten Quintilen der Einkommensverteilung zugute kommt, die Berücksichtigung dieser beiden Kategorien öffentlicher Ausgaben zu einer Reduzierung des Gini-Koeffizienten um einen Punkt (Antoninis und Tsakloglou, 2001). Diese gleichmäßigere Verteilung resultiert im Allgemeinen aus dem kombinierten Effekt eines wertmäßig höheren Anteils universeller Bildungsleistungen am Einkommen von Haushalten am unteren Ende der Einkommensskala und der Tatsache, dass sich (in einigen Ländern) kinderreiche Familien auf Niedrigeinkommenshaushalte konzentrieren. In einigen Ländern scheinen zudem die Haushalte in den unteren Dezilen der Einkommensverteilung in absoluter Rechnung einen höheren Anteil der öffentlichen Ausgaben zu erhalten (z.B. der öffentlichen Ausgaben für die Primar- und Sekundarschulbildung in Norwegen, Steckmest, 1996).

Weiterführende Bildung

Der soziale Hintergrund spielt beim Schulbesuch auf den anderen Bildungsstufen eine wesentlich wichtigere Rolle. Dies gilt für den Bereich der Vorschulbildung, wo die Wahrscheinlichkeit des Zugangs von Kindern aus Haushalten höher ist, in denen beide Elternteile erwerbstätig sind und die sich daher mit größerer Wahrscheinlichkeit in den obersten Dezilen der Einkommensverteilung befinden (CERC, 2003; Hugounenq, 1998). Noch offensichtlicher ist dieses Phänomen auf den Bildungsniveaus nach der Pflichtschulzeit (Sekundarbereich II und Tertiärbereich), auf die zudem ein wesentlich höherer Anteil an den öffentlichen Bildungsausgaben entfällt[11].

In allen OECD-Ländern ist der Hochschulbesuch mit einer ungleicheren Ressourcenverteilung assoziiert, nicht zuletzt weil er von den sozioökonomischen Merkmalen der Eltern abhängig ist[12]. Dies ist durch eine Kombination mehrerer Faktoren bedingt.

- Einer dieser Faktoren ist das Alter der Eltern. Im Allgemeinen haben Eltern von Kindern im Alter von 18 bis 25 Jahren den Zeitpunkt in ihrem Leben erreicht, an dem ihr Einkommen am höchsten ist, was dazu beiträgt, dass sie sich besonders häufig in den höchsten Quintilen der Einkommensverteilung befinden (Sefton, 2002). Älteren Menschen, deren Einkommen im Allgemeinen unter dem Bevölkerungsdurchschnitt liegt, kommt dagegen von diesen Ausgaben ein geringerer Anteil zugute, weil weniger von ihnen Kinder in diesem Alter haben[13].

- Ein weiterer Faktor ist das Familieneinkommen. Die Evaluierung dieses Faktors ist jedoch mit ganz spezifischen Problemen verbunden. Ein hoher Anteil der an Hochschulen Studierenden lebt nicht im Elternhaus und könnte daher bei Zugrundelegung herkömmlicher Definitionen des Haushaltseinkommens als Personen mit geringem Einkommen betrachtet werden. Um dem Rechnung zu tragen, müssen die betreffenden Personen den Haushalten zugerechnet werden, aus denen sie kommen. Dies wurde zwar offenbar nur bei wenigen Studien getan, doch lassen diese in Bezug auf den Hochschulbesuch ganz deutliche Unterschiede erkennen. So ist z.B. in Frankreich die Wahrscheinlichkeit des Zugangs zur Hochschule bei Personen im Alter von 18 bis 24 Jahren, die aus Haushalten des obersten Quintils der Einkommensverteilung kommen, dreimal so hoch wie bei Personen aus Haushalten des untersten Quintils (Albouy et al., 2002). Diese Ungleichheiten treten auch im Vereinigten Königreich deutlich zu Tage (Evandrou et al., 1993; Sefton, 2002) und in geringerem Maße in den Vereinigten Staaten (d.h. sie sind in den Ländern größer, wo die Hochschulbesuchsquoten niedriger liegen)[14].

Diese beiden Faktoren führen dazu, dass die öffentlichen Ausgaben für die Hochschulbildung regressiv wirken, d.h. in erster Linie Personen aus finanziell besser gestellten Familien zugutekommen.

Sozialwohnungen

Die Wohnkosten sind für die privaten Haushalte, vor allem die am unteren Ende der Einkommensverteilung, der höchste Posten im Budget (Ditch et al., 2001). Die institutionellen Regelungen, mit deren Hilfe der Staat die Ärmsten bei der Finanzierung ihrer Wohnausgaben unterstützt, sind von einem Land zum anderen unterschiedlich (Gardiner et al., 1995). Während das Wohngeld im Allgemeinen dem monetären Einkommen der Haushalte zugerechnet wird, ist dies in Bezug auf die Bereitstellung von Sozialwohnungen nicht der Fall, selbst wenn die von den begünstigten Haushalten gezahlte Miete häufig unter dem marktüblichen Mietzins liegt[15]. Der Umfang des sozialen Wohnungsbaus ist von Land zu Land sehr unterschiedlich. Der Anteil der Haushalte in Sozialwohnungen reicht daher von 6% oder weniger in Australien, Kanada, Neuseeland und Schweden bis zu rd. 20% oder mehr in Frankreich (18%), im Vereinigten Königreich (22%) und in den Niederlanden (36%, Ditch et al., 2001).

Die Auswirkungen des Angebots von Sozialwohnungen auf die Einkommensungleichheit sind von den Merkmalen der Mieter und von der Höhe der gewährten „impliziten Subvention" abhängig. Im Hinblick auf den ersten Faktor sind die Bedingungen für den Anspruch auf eine Sozialwohnung in den Ländern sehr unterschiedlich. Im Vereinigten Königreich, in den Niederlanden, Neuseeland und Schweden ist der Anspruch auf eine Sozialwohnung nicht explizit an die Ressourcen des Einzelnen gebunden, während in den sechs übrigen von Ditch et al. (2001) untersuchten Ländern eine Bedürftigkeitsprüfung durchgeführt wird. In Frankreich kommen Sozialwohnungen hauptsächlich Familien mit geringem bzw. bescheidenem Einkommen zugute, selbst wenn der überwiegende Teil davon nicht arm ist[16].

Während vergleichendes Datenmaterial über den Effekt des Sozialwohnungsangebots auf die Einkommensungleichheit kaum vorhanden ist, sind umfangreichere Untersuchungsergebnisse aus nationalen Studien verfügbar[17]. Sowohl Sefton (2002) als auch Lakin (2004) zufolge sind im Vereinigten Königreich die beiden untersten Quintile der Einkommensverteilung am stärksten begünstigt (auf sie entfallen 36% bzw. 34% der mit dem Angebot von Sozialwohnungen insgesamt verbundenen Vorteile). Aus anderen Studien, bei denen das Haushaltseinkommen sowohl um die verdeckte Subvention in Form der Bereitstellung von Sozialwohnungen als auch um die kalkulatorische Miete selbstgenutzten Wohneigentums „erhöht" wird, geht hervor, dass sich die von diesen beiden Faktoren auf die Einkommensungleichheit ausgehenden Effekte gegenseitig aufheben. Saunders und Siminski (2005) kommen beispielsweise zu dem Schluss, dass der Gesamteffekt des Mieteinkommens (für alle Wohnformen) die Einkommensungleichheit in Australien leicht reduziert[18], während laut Gardiner et al. (1995) sich bei Berücksichtigung der Wohnbeihilfen und der kalkulatorischen Mieten im Vereinigten Königreich und in Frankreich Einkommensungleichheit und Armut leicht verringern. Insgesamt lassen diese Studien vermuten, dass Sozialwohnungen wahrscheinlich die Kategorie staatlicher Dienstleistungen darstellen, deren Vorteile für die Armen am größten sind. Ihr Gesamteffekt auf die Einkommensungleichheit ist jedoch insofern schwächer als der der Gesundheitsversorgung und der Bildung als das Ausgabenvolumen geringer ist.

Neue empirische Untersuchungsergebnisse

Dieser Teil beschreibt zunächst den Umfang der öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung von Dienstleistungen für die privaten Haushalte und stellt anschließend Schätzungen ihres Effekts auf die *statische* Verteilung des Haushaltseinkommens vor. Diese Schätzungen basieren auf zwei Ansätzen mit unterschiedlicher Methodik der Zurechnung dieser Ausgaben zu einzelnen Empfängern. Der erste – auf eine kleinere Auswahl von Ländern und Sozialprogrammen begrenzte – Ansatz basiert auf individuellen Daten aus Haushaltserhebungen; bei diesem Ansatz wird das Haushaltseinkommen um den Wert der von einzelnen Personen in Anspruch genommenen öffentlichen Dienstleistungen erhöht, und die Ungleichheitsmessgrößen tragen der Möglichkeit Rechnung, dass sich die Position des Einzelnen innerhalb der Verteilung verändern kann (d.h. wenn eine „Neueinstufung" erfolgt). Der zweite Ansatz, der auf 26 OECD-Länder angewendet wird und alle öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung von Sozialdienstleistungen für Haushalte umfasst, basiert auf nach Dezilen gruppierten Einkommensdaten, wie sie den OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung zu entnehmen sind. Bei diesem Ansatz wird das Durchschnittseinkommen jedes Dezils um den

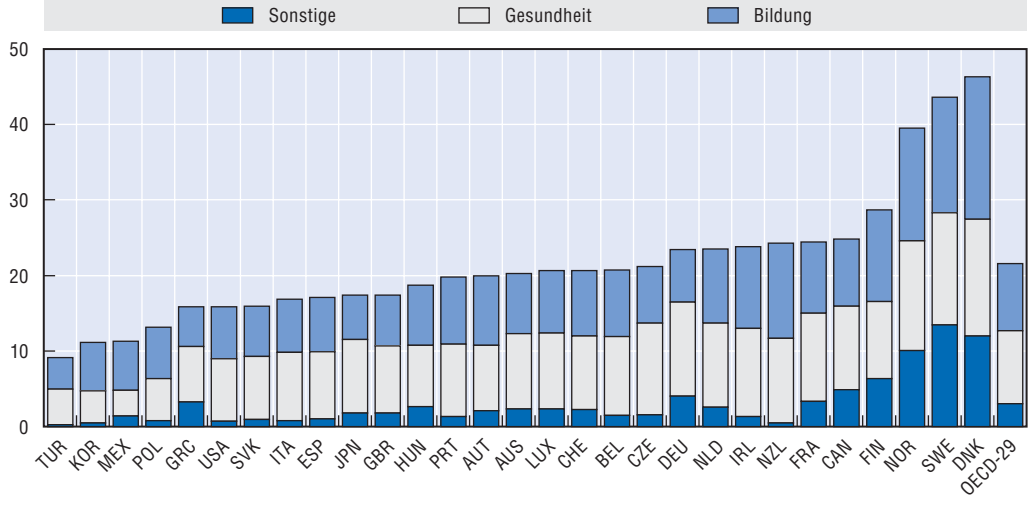
Durchschnittswert der von den Personen des betreffenden Dezils bezogenen Dienste erhöht, ohne „Neueinstufung" der einzelnen Personen. Die Schätzungen nach beiden Ansätzen stützen sich auf das Konzept des verfügbaren „äquivalenzgewichteten" Haushaltseinkommens, dem eine willkürliche (aber allgemein übliche) Hypothese über die Frage zu Grunde liegt, wie sich die Haushaltsbedürfnisse mit der Haushaltsgröße verändern (die Quadratwurzelelastizität)[19]. Die in diesem Teil vorgestellte Beschreibung der Ergebnisse stützt sich in erster Linie auf das Quintilverhältnis (Q5/Q1) und bezieht sich auf einen einzigen Zeitpunkt, normalerweise um 2000.

Umfang und Zusammensetzung der von den Haushalten empfangenen öffentlichen Dienstleistungen

Die Höhe der öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung von Dienstleistungen, die sich einzelnen Haushalten zurechnen lassen, ist beachtlich (Abb. 9.4)[20]. Diese vom Staat bereitgestellten Dienste umfassen mindestens Leistungen im Rahmen der Gesundheitsversorgung und Bildung sowie Ausgaben für die Bereitstellung der sogenannten „sonstigen sozialen Dienstleistungen", wie sie in der OECD Social Expenditure Database enthalten sind[21]. Im Durchschnitt machen diese Ausgaben (den Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zufolge) 21% des verfügbaren Haushaltseinkommens aus, wobei zwischen den einzelnen Ländern erhebliche Unterschiede bestehen (von weniger als 10% des Haushaltseinkommens in Mexiko bis über 40% in den nordischen Ländern). Der höchste Anteil entfällt auf die Gesundheitsversorgung (durchschnittlich 45% der gesamten öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung von Einzelpersonen zugerechneten Dienstleistungen), dicht gefolgt von den Bildungsausgaben (41%), während auf sonstige soziale Dienstleistungen 14% des Gesamtvolumens entfallen. In der letztgenannten Kategorie bilden Leistungen für Familien den höchsten Anteil (34% aller „sonstigen sozialen Dienstleistungen"), gefolgt von Leistungen für ältere Menschen und Behinderte (28% bzw. 21%). Doch selbst diese Zahlen unterzeichnen den Umfang der für die Haushalte bereitgestellten öffentlichen Dienstleistungen; insbesondere umfassen

Abbildung 9.4 **Öffentliche Ausgaben für Sachleistungen in den OECD-Ländern im Jahr 2000**

In Prozent des verfügbaren Haushaltseinkommens



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423415168781

Anmerkung: Die Kategorie „sonstige Sozialausgaben" umfasst Dienstleistungen für ältere Menschen, Hinterbliebene, Behinderte, Familien und Arbeitslose sowie Ausgaben für Wohnung, Sozialhilfe und Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik.

Quelle: Die Daten für die Kategorien „Gesundheit" und „sonstige Sozialausgaben" stammen aus der OECD-Datenbank über Sozialausgaben, die für die Bildungsausgaben aus der UNESCO-OECD-Eurostat-Datenbank. Für die Türkei beziehen sich die Daten auf 1999. Das verfügbare Haushaltseinkommen stammt bei allen untersuchten Ländern aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, mit Ausnahme Irlands und Luxemburgs (wo in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen keine Daten über den Sektor der privaten Haushalte existieren), und für die daher die Daten des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung zu Grunde gelegt wurden.

die öffentlichen Ausgaben für wohnbezogene Dienstleistungen nur Programme bargeldähnlicher Miethilfen, so dass darin weder die Investitionen für den Bau von Sozialwohnungen noch die „verdeckten Subventionen" enthalten sind, die die Vermietung einer Sozialwohnung unter dem marktüblichen Preis für die betreffenden Haushalte darstellt[22].

Im Durchschnitt ist der Umfang der vom Staat für die einzelnen Haushalte bereitgestellten Dienstleistungen mit dem der öffentlichen Transferleistungen (die im verfügbaren Haushaltseinkommen enthalten sind) vergleichbar und liegt in 11 OECD-Ländern darüber. Im Allgemeinen wird jedoch in Ländern, die in absoluter Rechnung einen höheren Betrag für monetäre Transferleistungen aufwenden, auch mehr für die Bereitstellung von Sachleistungen für Haushalte ausgegeben (z.B. in den nordischen Ländern).

Auf individuellen Daten basierende Schätzungen

Die auf individuellen Daten aus Haushaltserhebungen basierenden Schätzungen beziehen sich auf mehrere europäische Länder (auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels – ECHP – von 2001) sowie die Vereinigten Staaten, Kanada und Australien (auf der Grundlage nationaler Erhebungen)[23]. Diese Erhebungen liefern allesamt Daten über das Einkommen der privaten Haushalte sowie Informationen über ihre sozioökonomischen Merkmale, die genutzt werden können, um die öffentlichen Dienstleistungen einzelner Personen zuzurechnen. Die Analyse erstreckt sich auf die Dienstleistungen der Bereiche Gesundheitsversorgung und Bildung und basiert auf Datenmaterial über die öffentlichen Ausgaben aus der OECD Social Expenditure Database (SOCX) und aus der UNESCO-OECD-Eurostat-Datensammlung über Bildungsstatistiken. Zusätzlich enthält dieser Teil Schätzungen des Verteilungseffekts des Sozialwohnungsbaus auf der Basis einfacher multivariater Schätzungen der verdeckten Subvention, die mit der Bereitstellung einer Sozialwohnung zu einem Mietpreis unter der marktüblichen Höhe verbunden ist. In den Bereichen Bildung und sozialer Wohnungsbau basiert die individuelle Zurechnung der öffentlichen Dienstleistungen auf der tatsächlichen Inanspruchnahme und stützt sich entweder auf direkte Informationen aus Erhebungen oder auf „Zurechnungen", bei denen die öffentlichen Ausgaben auf der Grundlage der Merkmale, die die Inanspruchnahme am stärksten beeinflussen (z.B. das Alter), auf Einzelpersonen verteilt wurden; bei den Gesundheitsleistungen basiert die Zurechnung auf den Durchschnittskosten der für Einzelpersonen altersspezifisch bereitgestellten Leistungen. Bei allen Ausgabenkategorien sind Veränderungen der Ungleichheit im Verhältnis zu den Veränderungen, die auf der Verteilung des verfügbaren monetären Einkommens basieren, sowohl von der Gesamthöhe der öffentlichen Ausgaben abhängig als auch von der Verteilung der betreffenden Leistungen auf die einzelnen Empfänger entsprechend ihrem Einkommen. Schätzungen des ausgleichenden Effekts dieser Leistungen – ausgedrückt als Prozentpunktdifferenz zwischen den Quintilverhältnissen – sind der Tabelle 9.1 zu entnehmen.

Gesundheitsversorgung

Die Schätzungen der mit der Gesundheitsversorgung verbundenen Umverteilungseffekte basieren auf dem Konzept des Versicherungswerts. Diesem liegt der Gedanke zu Grunde, dass die Bereitstellung von Dienstleistungen durch den Staat mit der Finanzierung der Kosten einer Versicherungspolice identisch ist, die für jede Person mit denselben Merkmalen (z.B. Alter) gleich hoch sind. In diesem Abschnitt wurde dieser Versicherungswert auf der Basis der Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf die einzelnen Altersgruppen berechnet, die bei der jüngsten Serie der OECD-Projektionen der Gesundheits- und Langzeitpflegeausgaben (OECD, 2006) zu Grunde gelegt wurden (Abb. 9.1)[24]. In der Praxis bedeutet dieser Ansatz, dass jeder Person eines gegebenen Alters der der entsprechenden Altersgruppe zukommende durchschnittliche Pro-Kopf-Ausgabenbetrag zugerechnet wird. Diese Pro-Kopf-Ausgabenbeträge werden dem verfügbaren Haushaltseinkommen des Haushalts „hinzugerechnet", dem der Betreffende angehört, und dann äquivalenzgewichtet[25].

Auf der Basis dieses Ansatzes verringert sich das Quintilverhältnis durchschnittlich um 0,9 Prozentpunkte (von 4,6 beim monetären verfügbaren Einkommen auf 3,8 nach Berücksichtigung der öffentlichen Gesundheitsleistungen, Tabelle 9.1, zweite Spalte). Von dieser Verringerung sind alle

Tabelle 9.1 **Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung aller Kategorien öffentlicher Dienstleistungen für Haushalte**

Schätzungen auf Basis individueller Daten, um 2000

	Monetäres Einkommen	Einkommen plus Gesundheit		Einkommen plus Bildung		Einkommen plus Sozialwohnung		Einkommen plus alle öffentlichen Dienstleistungen	
	A	B	Differenz (A-B)	C	Differenz (A-C)	D	Differenz (A-D)	E	Differenz (A-E)
Dänemark	3.1	2.5	0.6	2.9	0.2	3.1	0.0	2.4	0.7
Finnland	3.6	3.1	0.5	3.5	0.1	3.5	0.0	2.9	0.6
Schweden	3.6	3.1	0.5	3.1	0.5	..	..	2.6	0.9
Österreich	3.6	3.1	0.5	3.3	0.4	3.6	0.0	2.8	0.9
Deutschland	3.7	3.1	0.6	3.4	0.3	3.7	0.0	2.9	0.8
Niederlande	3.7	3.3	0.5	3.2	0.5	3.7	0.0	2.8	0.9
Luxemburg	3.8	3.2	0.5	..	..	..	..	3.2	0.5
Frankreich	4.1	3.3	0.7	3.6	0.4	4.0	0.0	3.0	1.1
Belgien	4.1	3.4	0.7	4.0	0.2	4.1	0.1	3.2	0.9
Italien	4.9	3.8	1.0	3.9	0.9	4.8	0.0	3.2	1.7
Kanada	4.9	4.2	0.7	4.2	0.6	..	..	3.7	1.2
Irland	4.9	3.9	1.0	4.4	0.5	4.7	0.2	3.4	1.4
Ver. Königreich	5.0	4.1	0.9	4.3	0.7	4.8	0.2	3.5	1.6
Australien	5.2	4.1	1.1	4.7	0.5			3.7	1.5
Griechenland	5.7	4.4	1.3	5.2	0.4	..	..	4.1	1.6
Spanien	6.0	4.8	1.2	5.0	1.0	6.0	0.0	4.1	1.9
Portugal	6.5	4.8	1.7	5.1	1.3	6.4	0.1	4.0	2.5
Ver. Staaten	7.1	5.5	1.6	5.6	1.5	..	..	4.6	2.6
Durchschnitt	*4.6*	*3.8*	*0.9*	*4.1*	*0.6*	*4.4*	*0.1*	*3.3*	*1.3*

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423572162200

Anmerkung: Die erste Spalte zeigt das Quintilverhältnis (Q5/Q1) für die konventionelle Messgröße des monetären (verfügbaren) Einkommens, z.B. bezieht das fünfte Quintil in Dänemark ein monetäres Einkommen, das 3,1-mal so hoch ist wie das des ersten Quintils; in der zweiten Spalte wird dieselbe Messgröße auf ein um den Wert der öffentlichen Dienstleistungen „erhöhtes" Einkommenskonzept angewendet; die dritte Spalte enthält die Differenz zwischen beiden, d.h. die *Veränderung* der Einkommensverteilung, die sich aus der Berücksichtigung der vom Staat bereitgestellten Dienstleistungen ergibt. Die Länder rangieren von oben nach unten in aufsteigender Reihenfolge nach dem Quintilverhältnis (Q5/Q1) des monetären Einkommens. Die Schätzungen der Gesundheitsausgaben basieren auf dem Versicherungswert, die bezüglich der Vorschulbildung nur auf dem Alter des Kindes. Bei den Daten für Luxemburg blieben die Ausgaben für Bildung und soziales Wohnen unberücksichtigt; bei den Daten für Australien, Kanada, die Vereinigten Staaten, Griechenland, Spanien und Schweden blieben die Ausgaben für soziales Wohnen unberücksichtigt.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats für die europäischen Länder auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels (ECHP) und von Daten aus nationalen Erhebungen für die nichteuropäischen Länder.

Länder betroffen, und sie reicht von über 1 Punkt in den Ländern Südeuropas, Australien und den Vereinigten Staaten bis zu rd. 0,5 Punkten in Schweden, Finnland und den Niederlanden[26]. Die öffentlichen Gesundheitsleistungen sind in der Regel relativ gleichmäßig auf die Quintile verteilt (d.h. jedes Quintil erhält rd. 20% der öffentlichen Gesundheitsleistungen), wobei in Dänemark, Griechenland und Belgien auf Personen im untersten Quintil geringfügig höhere Anteile entfallen[27]. Auf der tatsächlichen Inanspruchnahme basierende Schätzungen – wie sie für eine geringere Anzahl von Ländern verfügbar sind – zeigen einen begrenzteren Verteilungseffekt der öffentlichen Gesundheitsausgaben an (Kasten 9.2).

Bildung

Für die individuelle Zurechnung der öffentlichen Bildungsausgaben auf der Grundlage der tatsächlichen Inanspruchnahme muss zunächst festgestellt werden, ob eine Person Leistungen auf den verschiedenen Stufen des Bildungssystems in Anspruch nimmt. Als zweiter Schritt muss dann das Einkommen des Haushalts, in dem die betreffende Person lebt, um die durchschnittlichen öffentlichen Ausgaben je Schüler/Studierenden auf der jeweiligen Bildungsstufe erhöht werden[28]. Die für die Ermittlung der Bildungsbeteiligung angewendete Methode sieht zwei unterschiedliche Vorgehensweisen vor, je nachdem ob das Alter der betreffenden Person unter oder über 16 Jahre beträgt.

- Für junge Menschen ab 16 Jahre liefern die Erhebungsdaten Informationen über die Bildungsbeteiligung jeder den Fragebogen beantwortenden Person, ohne jedoch eine Unterscheidung zwischen öffentlichen und privaten Bildungseinrichtungen zu ermöglichen[29].
- Für Kinder unter 16 Jahren liefern die Erhebungen keine Informationen über die Bildungsbeteiligung. Für diese Altersgruppe basiert der Wahrscheinlichkeitsgrad, eine Einrichtung einer bestimmten Bildungsstufe zu besuchen, auf Daten über die Nettobesuchsquoten[30] nach einzelnen Jahrgängen (d.h. es wird bei der Erhebung unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit des Schulbesuchs jeder Person desselben Jahrgangs unabhängig vom Haushaltseinkommen gleich hoch ist).

Als öffentliche Bildungsausgaben gelten die vom Staat insgesamt direkt für Bildungseinrichtungen jedes Bildungsniveaus aufgewendeten Mittel, die anhand von Daten über die Zahl der Schüler/Studierenden jeder Bildungsstufe auf eine „je Schüler/Studierenden"-Basis konvertiert werden[31]. Insgesamt ergibt der kombinierte Effekt der öffentlichen Ausgaben für alle Bildungskategorien eine Verringerung des Quintilverhältnisses von durchschnittlich 0,6 Punkten (Tabelle 9.1, dritte Spalte). In Spanien, Portugal und den Vereinigten Staaten fällt die Verringerung stärker aus (1 Punkt oder mehr), in Finnland, Dänemark und Belgien dagegen schwächer (weniger als 0,2 Punkte).

Kasten 9.2 **Umverteilungseffekte der Gesundheitsversorgung auf der Basis der tatsächlichen Inanspruchnahme**

Der auf der *tatsächlichen* Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen basierende Ansatz lässt sich nur auf eine begrenzte Anzahl europäischer Länder anwenden. Verschiedene Fragen im ECHP beziehen sich auf die Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen durch Personen ab einem Alter von 15 Jahren (ohne jedoch zwischen der Inanspruchnahme privater und öffentlicher Gesundheitsleistungen zu unterscheiden): Die Fragen beziehen sich auf den Besuch eines praktischen Arztes, eines Facharztes und eines Zahnarztes im Jahr vor Ausfüllen des Fragebogens sowie auf die Zahl der Krankenhausübernachtungen. Diese Daten, die für acht europäische Länder (Frankreich blieb wegen einer zu geringen Rücklaufquote unberücksichtigt) verfügbar sind, wurden mit Daten über Ausgaben für die öffentliche Gesundheitsversorgung verknüpft, die in zwei großen Kategorien zusammengefasst wurden: stationäre Behandlung sowie ambulante ärztliche Leistungen[1].

Auf der Basis dieses Ansatzes ist der Verteilungseffekt der Gesundheitsausgaben im Durchschnitt signifikant geringer als beim Versicherungswertansatz (durchschnittlich um 0,2 Punkte geringer, gegenüber 0,8 Punkten auf der Basis des Versicherungswerts für dieselben Länder). Die Ergebnisse fallen je nach Land sehr unterschiedlich aus. In Dänemark erhöht sich die Ungleichheit, und dasselbe gilt in geringerem Maße auch für Italien, Finnland und die Niederlande. Umgekehrt reduziert die öffentliche Gesundheitsversorgung die Ungleichheit in Spanien, im Vereinigten Königreich, in Österreich und Irland. In den Ländern, in denen sich die Ungleichheit erhöht, ist dies durch den Effekt der stationären Behandlungsleistungen bedingt (in fünf der acht Länder erhöhen diese Leistungen die Ungleichheit), während die ambulanten Leistungen in allen Ländern einen ausgleichenden Effekt haben.

Diese entgegengesetzten Effekte erklären sich aus den großen Unterschieden in der Verteilung der stationären und ambulanten Gesundheitsleistungen auf die einzelnen Personen in den verschiedenen Einkommensquintilen. Zwar kommen sowohl die Ausgaben für stationäre Behandlung als auch die für ambulante ärztliche Leistungen (auf der Basis des monetären Einkommens) tendenziell stärker den unteren Einkommensquintilen zugute, doch ist die Kurve bei stationären Leistungen besonders steil. So gehen z.B. in Dänemark 35% der Ausgaben für stationäre Behandlungsleistungen an das unterste Quintil. Obwohl dies angesichts der Befunde in der nachstehenden Tabelle überraschen könnte, ist das Ergebnis, dass die Ausgaben für stationäre Behandlung die Ungleichheit in mehreren Ländern vergrößern, durch den Effekt der „Neueinstufung" einzelner Personen begründet, denn da sich die Ausgaben für stationäre Leistungen auf eine kleine Anzahl von Personen konzentrieren[2], führen sie leichter zu einer Neueinstufung der die Leistungen in Anspruch nehmenden Personen, was den ausgleichenden Effekt dieser Gesundheitsleistungen dämpft (oder sogar umkehrt). Diese Ergebnisse zeigen deutlich die (eingangs dargelegten) Grenzen dieses Ansatzes.

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der öffentlichen Gesundheitsausgaben auf der Basis der tatsächlichen Inanspruchnahme

Schätzungen auf Basis individueller Daten, um 2000

		Gesamtausgaben		Ausgaben für stationäre Behandlung		Ausgaben für ambulante Gesundheitsleistungen	
	A. Monetäres Einkommen	B. Einkommen plus Gesundheitsversorgung (Verbrauch)	C. Differenz (A-B)	B1. Einkommen plus stationäre Behandlung	C1. Differenz (A-B1)	B2. Einkommen plus ambulante Gesundheitsleistungen	C2. Differenz (A-B2)
Dänemark	3.10	3.25	-0.16	3.39	-0.29	2.90	0.19
Finnland	3.56	3.60	-0.04	3.77	-0.21	3.36	0.20
Österreich	3.65	3.39	0.26	3.56	0.09	3.39	0.26
Niederlande	3.73	3.76	-0.02	3.99	-0.26	3.48	0.26
Italien	4.85	4.86	-0.01	5.41	-0.56	4.30	0.55
Irland	4.88	4.69	0.20	5.01	-0.12	4.47	0.41
Ver. Königreich	5.02	4.37	0.66	4.97	0.06	4.35	0.67
Spanien	5.99	5.24	0.75	5.90	0.09	5.23	0.76
Durchschnitt	*4.35*	*4.14*	*0.20*	*4.50*	*-0.15*	*3.93*	*0.41*
Nachrichtlich:							
Durchschnitt für dieselben Länder auf der Basis des Versicherungswertansatzes	*4.31*	*3.52*	*0.79*	..	..	..	..

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423752820478

Anmerkung: Die Länder rangieren von oben nach unten in aufsteigender Reihenfolge nach dem Quintilverhältnis (Q5/Q1) des monetären Einkommens.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats für die europäischen Länder auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels (ECHP).

1. Diese Aufschlüsselung der Gesundheitsausgaben entspricht nicht genau der im ECHP verwendeten (die OECD-Daten liefern z.B. Informationen über die öffentlichen Gesundheitsausgaben für Arztbesuche, ohne – für die meisten Länder – zwischen praktischen Ärzten und Fachärzten zu unterscheiden). Die Zurechnung der Ausgaben für stationäre Behandlung zu einzelnen Personen (DSHj) basiert auf der Anzahl der Krankenhausübernachtungen (nj):

$$DS^{H}{}_{j} = n_j \times \frac{DS^{H}}{N \times \sum_{i \in N} n_j}$$

dabei ist N die Population (d.h. die über 15-Jährigen) in der Stichprobe. Für Ausgaben außerhalb des Krankenhausbereichs $DS^{OH}{}_{j}$) basiert das verwendete Kriterium auf der Zahl der Besuche eines praktischen Arztes (nj), d.h.:

$$DS^{OH}{}_{j} = v_j \times \frac{(DS - DS^{H})}{N \times \sum_{i \in N} v_j}$$

2. In den hier zu Grunde gelegten Erhebungsdaten entfielen auf rd. 5% der Population über 90% der Krankenhausübernachtungen; umgekehrt entfielen auf über 50% der Population 90% aller Arztbesuche.

Der Effekt der öffentlichen Bildungsleistungen auf die Einkommensungleichheit ist in hohem Maße von der betrachteten Bildungsstufe abhängig.

- Die *Vorschulbildung* reduziert Ungleichheiten in der Regel. Auf Grund des geringen Ausgabenvolumens für die Vorschulbildung (in allen Ländern unter 2% des verfügbaren Haushaltseinkommens) ist der Effekt schwach. Verschiedene Annahmen für die Berechnung der Beteiligungs-

Tabelle 9.2 **Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der Ausgaben für Vorschulbildung**

Schätzungen auf Basis individueller Daten, um 2000

		Zurechnung auf Basis des Alters des Kindes		Zurechnung auf Basis des Alters des Kindes und des Beschäftigungsstatus der Eltern	
	A. Monetäres Einkommen	B1. Einkommen plus Vorschulbildung	Differenz (A-B1)	B2. Einkommen plus Vorschulbildung	Differenz (A-B2)
Dänemark	3.1	3.1	0.0	3.1	0.0
Finnland	3.6	3.5	0.0	3.5	0.0
Schweden	3.6	3.5	0.1	3.5	0.1
Österreich	3.6	3.5	0.1	3.6	0.1
Deutschland	3.7	3.7	0.0	3.7	0.0
Niederlande	3.7	3.7	0.1	3.7	0.1
Frankreich	4.1	4.0	0.1	..	..
Belgien	4.1	4.1	0.1	..	..
Italien	4.9	4.7	0.2	..	..
Ver. Königreich	5.0	4.9	0.1	4.9	0.1
Australien	5.2	5.2	0.0	..	..
Griechenland	5.7	5.6	0.0	5.6	0.0
Spanien	6.0	5.9	0.1	..	..
Portugal	6.5	6.2	0.2	6.1	0.3
Ver. Staaten	7.1	6.9	0.2	..	..
Durchschnitt	*4.7*	*4.6*	*0.1*	..	..
Durchschnitt der in der rechten Spalte aufgeführten Länder	*4.3*	*4.2*	*0.1*	*4.2*	*0.1*

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423582010573

Anmerkung: Die Länder rangieren von oben nach unten in aufsteigender Reihenfolge nach dem Quintilverhältnis (Q5/Q1) des monetären Einkommens. Irland blieb auf Grund der dort sehr geringen Zahl der eine Vorschuleinrichtung besuchenden Kinder im Alter von 3-6 Jahren bei der Erhebung unberücksichtigt. Die Schätzungen im linken Tabellenteil gehen davon aus, dass die Wahrscheinlichkeit, eine Vorschuleinrichtung zu besuchen, für alle Kinder gleich hoch und vom Haushaltseinkommen unabhängig ist. Für Länder, in denen die Besuchsquote von Kindern dieser Altersgruppe unter dem Anteil der Kinder liegt, die in Haushalten mit zwei erwerbstätigen Elternteilen leben, gehen die Schätzungen im rechten Tabellenteil davon aus, dass es für alle Kinder, die dieser Haushaltskategorie angehören, gleich wahrscheinlich ist, die Vorschule zu besuchen, und dass alle übrigen Kinder die Vorschule nicht besuchen; für Länder, in denen die Besuchsquote von Kindern dieser Altersgruppe über dem Anteil der Kinder liegt, die in Haushalten mit zwei erwerbstätigen Elternteilen leben, gehen die Schätzungen davon aus, dass alle Kinder, die dieser Haushaltskategorie angehören, die Vorschule besuchen und dass es für alle übrigen Kinder gleich wahrscheinlich ist, sie zu besuchen. Die Schätzungen im rechten Tabellenteil wurden auf Länder begrenzt, in denen die Vorschulbesuchsquote der untersuchten Altersgruppen 80% oder weniger beträgt.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats für die europäischen Länder auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels (ECHP) und von Daten aus nationalen Erhebungen für die nichteuropäischen Länder.

quoten haben nur geringe Effekte. Wird nur das Alter des Kindes zu Grunde gelegt (Tabelle 9.2, linker Teil), beträgt die durchschnittliche Verringerung des Quintilverhältnisses 0,1 Punkt (dieser Wert ist aber in Portugal und den Vereinigten Staaten doppelt so hoch); wird sowohl das Alter des Kindes als auch der Beschäftigungsstatus der Eltern zu Grunde gelegt (d.h. unter Berücksichtigung der Möglichkeit, dass Haushalte mit zwei erwerbstätigen Elternteilen Vorschulbildungsleistungen stärker in Anspruch nehmen), fällt die Abnahme der Ungleichheit etwas geringer aus.

- Bei der *Primar- und Sekundarschulbildung* haben die öffentlichen Ausgaben im Hinblick auf die Reduzierung der Ungleichheit einen stärkeren Effekt, wobei die durchschnittliche Abnahme bei rd. 0,5 Punkten liegt (Tabelle 9.3, mittlerer Teil)[32]. Das Quintilverhältnis verringert sich in den Ländern am stärksten, in denen die Ungleichheit der Verteilung des monetären Einkommens

Tabelle 9.3 **Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der öffentlichen Ausgaben für Primar-, Sekundar- und Tertiärbildung**

Schätzungen auf Basis individueller Daten, um 2000

		Primar- und Sekundarbildung		Tertiärbildung	
	A. Monetäres Einkommen	B1. Einkommen plus Primar- und Sekundarbildung	Differenz (A-B1)	B2. Einkommen plus Tertiärbildung	Differenz (A-B2)
Dänemark	3.1	3.1	0.0	2.9	0.2
Finnland	3.6	3.6	-0.1	3.5	0.1
Schweden	3.6	3.4	0.2	3.4	0.2
Österreich	3.6	3.4	0.3	3.7	0.0
Deutschland	3.7	3.5	0.2	3.7	0.0
Niederlande	3.7	3.3	0.4	3.7	0.0
Frankreich	4.1	3.8	0.3	4.0	0.1
Belgien	4.1	4.0	0.2	4.2	-0.1
Italien	4.9	4.1	0.7	4.8	0.1
Kanada	4.9	4.3	0.6	4.8	0.1
Irland	4.9	4.2	0.7	5.1	-0.2
Ver. Königreich	5.0	4.4	0.6	5.0	0.1
Australien	5.2	4.8	0.4	5.1	0.1
Griechenland	5.7	5.3	0.4	5.6	0.0
Spanien	6.0	5.0	1.0	6.1	-0.1
Portugal	6.5	5.2	1.3	6.5	-0.1
Ver. Staaten	7.1	5.8	1.3	7.0	0.1
Durchschnitt	*4.7*	*4.2*	*0.5*	*4.7*	*0.0*

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423583401157

Anmerkung: Die Länder rangieren von oben nach unten in aufsteigender Reihenfolge nach dem Quintilverhältnis (Q5/Q1) des monetären Einkommens.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats für die europäischen Länder auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels (ECHP) und von Daten aus nationalen Erhebungen für die nichteuropäischen Länder.

besonders groß ist (Spanien, Portugal und die Vereinigten Staaten), während die Verringerung in Dänemark und Finnland unerheblich ist. Das erste Ergebnis erklärt sich hauptsächlich aus der Höhe der öffentlichen Ausgaben für diese Bildungsstufe: In den meisten Ländern entfällt auf Primar- und Sekundarschulbildung ein Anteil von etwa 10% des verfügbaren Haushaltseinkommens. Im Durchschnitt ist die Verteilung der öffentlichen Ausgaben für diese Kategorie in den Quintilen einheitlich, mit einem geringfügig niedrigeren Anteil für Personen im oberen Bereich der Einkommensverteilung. Der Anteil der öffentlichen Ausgaben für Primar- und Sekundarschulbildung, der Personen im unteren Quintil zugute kommt, ist in Finnland und Dänemark gering, was in diesen Ländern durch die stärkere Konzentration von Kindern auf den mittleren Bereich der Einkommensverteilung bedingt ist[33].

- Bei der *Tertiärbildung* sind die Muster völlig anders – wobei die Verringerung des Quintilverhältnisses im Durchschnitt unerheblich ist. In rund einem Drittel der in Tabelle 9.3 (rechter Teil) aufgeführten Länder erhöht sich dieses Verhältnis etwas, und dieses Muster lässt vermuten, dass die Studierenden im Tertiärbereich überwiegend in finanziell besser gestellten Haushalten leben. Selbst in Ländern, in denen die Tertiärbildung die Ungleichheiten reduziert, wie z.B. Dänemark und Schweden, ist dieser Effekt u.U. hauptsächlich durch den hohen Anteil der Studierenden bedingt, die nicht mehr im Elternhaus leben, aber bei Erhebungen als separate Haushalte mit nach eigenen Angaben geringem Einkommen eingestuft werden. Auf Grund des aus der Hochschulbildung resultierenden Einkommensvorteils werden viele dieser Personen künftig zu den Besserverdienern gehören. Der Anteil an den öffentlichen Ausgaben für den Hochschulbereich, der Personen im oberen Quintil der Einkommensverteilung zufließt, liegt durchschnittlich nahe 30% und in Belgien, Spanien sowie Portugal bei über 40% (Marical et al., 2006).

Sozialer Wohnungsbau

Die Schätzung des Verteilungseffekts ist beim sozialen Wohnungsbau insofern schwieriger als bei anderen sozialen Leistungen, als sie eine Quantifizierung des Gesamtumfangs der impliziten Leistungen erforderlich macht. Dieser Abschnitt enthält Schätzungen für einige europäische Länder auf der Basis von Informationen über Wohneigentum (d.h. über die Frage, ob einzelne Haushalte Eigentümer oder Mieter ihrer Wohnung sind, ob sie in einer Mietwohnung des öffentlichen oder privaten Wohnungsbaus leben)[34] und die Höhe der tatsächlichen Miete.

Die OECD-Länder unterscheiden sich nicht nur im Hinblick auf das relative Gewicht der verschiedenen Wohnungskategorien, sondern auch in Bezug auf die Frage, wie sich diese je nach dem Haushaltseinkommen verteilen. Der Anteil der Personen, deren Hauptwohnsitz eine Mietwohnung ist, beträgt im untersten Quintil nahezu 40% und im obersten nur 13% (Marical et al., 2006), wobei nur Griechenland und Österreich eine Ausnahme bilden, wo die Höhe des Mietwohnungsanteils in den einzelnen Quintilen relativ einheitlich ist. Das Gewicht der vom öffentlichen Sektor angebotenen Mietwohnungen verringert sich zudem, je weiter man sich in der Einkommensverteilung nach oben bewegt[35]. Insgesamt liegt der Anteil der Mieter von Sozialwohnungen in Griechenland und Spanien niedrig (weniger als 10%), in Irland, den Niederlanden und im Vereinigten Königreich dagegen höher.

Um die implizite Subvention infolge der Bereitstellung einer Sozialwohnung zu einer Miete unter der Marktmiete zu evaluieren, wird jeder Person, die diese Leistung in Anspruch nimmt, ein Betrag zugerechnet, der der Differenz zwischen der tatsächlich gezahlten Miete und der Miete entspricht, die auf dem Markt für eine Wohnung mit vergleichbaren Merkmalen gezahlt werden müsste (Kasten 9.3). Die Verteilungseffekte des sozialen Wohnungsbaus sind in der Regel recht begrenzt (Tabelle 9.1, vierte Spaltengruppe). Dieser schwache ausgleichende Effekt ist durch die insgesamt geringe Höhe der impliziten Subvention bedingt, die aus der Bereitstellung einer Sozialwohnung resultiert (durchschnittlich 0,6% des verfügbaren Haushaltseinkommens), selbst wenn diese – im Vergleich zu Gesundheitsversorgungs- und Bildungsleistungen – in erster Linie Personen in den untersten Quintilen der Einkommensverteilung zugute kommt.

Resümee

Betrachtet man den kombinierten Effekt der drei obengenannten Kategorien öffentlicher Leistungen, so sinkt das Quintilverhältnis durchschnittlich um rd. 1,3 Punkte (d.h. von 4,6 für das monetäre verfügbare Einkommen auf 3,3 Punkte), am stärksten in den Vereinigten Staaten und Portugal (fast doppelt so stark wie im Durchschnitt) und in Finnland und Dänemark am wenigsten (Tabelle 9.1, erste Spalte von rechts)[36]. Generell haben die im Einzelnen verwendeten Ungleichheitsmessgrößen kaum Einfluss auf die Muster. Abbildung 9.5, die Schätzungen der Effekte der staatlichen Leistungen auf das Quintilverhältnis sowie den Gini-Koeffizienten enthält, legt folgende Schlüsse nahe:

- Sowohl das Quintilverhältnis als auch der Gini-Koeffizient sinkt signifikant, wenn die Einkommensdefinition erweitert und auf alle hier untersuchten öffentlichen Leistungen ausgedehnt wird.
- Mit beiden Messgrößen verändert sich die Rangfolge der Länder nicht wesentlich, wenn vom monetären (verfügbaren) Einkommen auf eine Messgröße übergegangen wird, die die öffentlichen Leistungen mit einschließt (in den 17 untersuchten Ländern liegen die Rangkorrelationskoeffizienten beim Gini-Koeffizienten sowie beim Quintilverhältnis über 0,95).
- Es gibt erhebliche Unterschiede zwischen den Ländern in Bezug auf das Ausmaß der Abnahme der Ungleichheit, was von der verwendeten Messgröße abhängt. Auf der Basis des Quintilverhältnisses ist die Abnahme (in Punkten) in Ländern mit größerer Ungleichheit des monetären Einkommens (Vereinigte Staaten, Portugal und Spanien) stärker; umgekehrt ist die Abnahme beim Gini-Koeffizienten einheitlicher, wobei die Streuung zwischen den Ländern geringere Veränderungen aufweist[37].

Kasten 9.3 **Schätzungen der verdeckten Subvention für Mieter im öffentlichen Wohnungsbau**

Die Schätzungen basieren auf einem einfachen Modell, das separat auf Mieter im öffentlichen und im privaten Sektor angewendet wird:

Miete = α x Zimmer + β x Einkommen + c.

Dabei ist *Miete* die von den Haushalten gezahlte Monatsmiete, *Zimmer* die Zahl der Zimmer der Wohnung und *Einkommen* das (nicht äquivalenzgewichtete) Haushaltseinkommen – eine Variable, die verwendet wird, um das Wohnviertel zu erfassen, in der sich die Haushalte befinden, denn Personen mit demselben Einkommen wohnen tendenziell in Bezirken mit vergleichbaren Immobilienpreisen. Die (nachstehenden) Koeffizienten tragen das zu erwartende Vorzeichen und sind statistisch signifikant (d.h. die Mieten im privaten Wohnungsbau sind umso höher, je höher das Einkommen der Haushalte und die Zahl der Zimmer der Wohnungen ist), wobei es jedoch Ausnahmen gibt und ein erheblicher Teil der Varianz unerklärt bleibt. Die Koeffizienten für private Mietwohnungen werden genutzt, um für Haushalte, die eine Wohnung im öffentlichen Wohnungsbau mieten, zu errechnen, wie viel sie auf dem Markt für eine Wohnung mit vergleichbaren Merkmalen gezahlt hätten.

Schätzungen aus einem linearen Modell für die Mieten im privaten Wohnungsbau

	Mieten im privaten Wohnungsbau				Mieten im privaten Wohnungsbau		
	Ein-kommen	Zimmer	R7-bereinigt		Ein-kommen	Zimmer	R7-bereinigt
Dänemark	0.0040*	337.3*	0.21	Portugal	0.0024*	2229.8*	0.10
	7.55	6.53			12.37	5.47	
Niederlande	0.0058*	19.3*	0.22	Österreich	0.0002*	671.2*	0.04
	9.54	2.08			0.28	6.12	
Belgien	0.0036*	1136.7*	0.21	Finnland	0.0041*	565.5*	0.27
	10.38	6.68			4.33	8.79	
Frankreich	0.0093*	-13.2*	0.39	Deutschland	0.0049*	120.8*	0.34
	31.27	-0.51			22.56	22.82	
Irland	0.0099*	38.3*	0.32	Ver. Königreich	0.0048*	14.1*	0.09
	7.27	2.34			6.62	2.34	
Italien	0.0055*	66.5*	0.22				
	18.77	9.20					

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423763360472

Anmerkung: Die t-Werte sind unter den geschätzten Koeffizienten angegeben. * Signifikant auf 5%-Niveau.

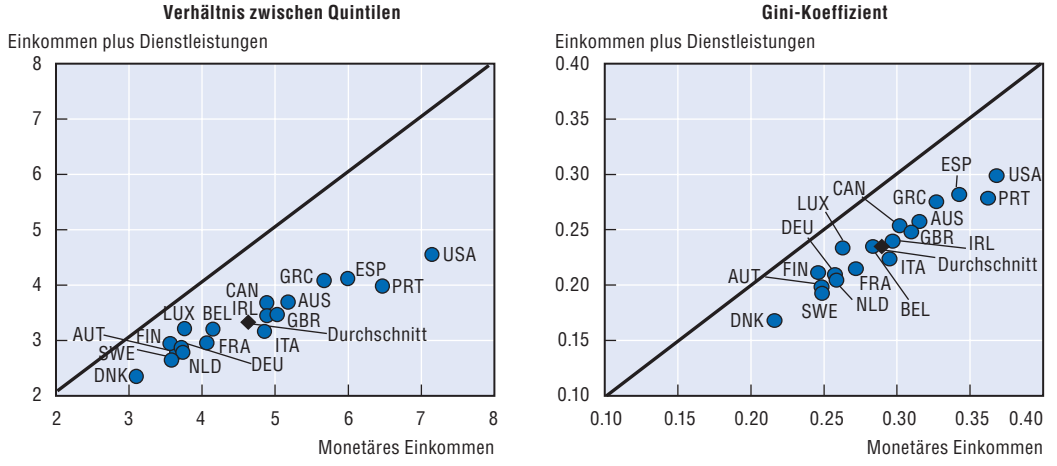
Schätzungen auf der Basis gruppierter Daten

Die Analyse der Verteilungseffekte der öffentlichen Dienstleistungen auf der Basis individueller Daten kann durch Schätzungen ergänzt werden, die sich auf Einkommensdaten der verschiedenen Dezile der Einkommensverteilung stützen. Bei diesem auf gruppierten Daten basierenden Ansatz wird den einzelnen Einkommensdezilen der monetäre Wert der öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung verschiedener Kategorien sozialer Dienstleistungen zugerechnet und ein Vergleich der einzelnen Ungleichheitsmessgrößen vor und nach dieser Zurechnung durchgeführt (d.h. ohne Neueinstufung der Personen)[38]. Dieser Ansatz ist zwar ungenauer als der auf individuellen Daten basierende, ermöglicht es aber, die Analyse auf eine größere Anzahl von OECD-Ländern und öffentlichen Dienstleistungen auszudehnen.

Die Zurechnung des Werts der verschiedenen öffentlichen Dienstleistungen zu den einzelnen Einkommensdezilen basiert auf Informationen über das durchschnittliche äquivalenzgewichtete verfügbare Einkommen jedes Dezils und der Verteilung der (neun) Altersgruppen auf die Dezile[39]. Die Zurechnung der öffentlichen Ausgaben für diese Dienstleistungen zu den einzelnen Einkommensdezilen erfolgt nach Regeln, die sich je nach der betroffenen Dienstleistungskategorie unterscheiden:

Abbildung 9.5 **Einkommensungleichheit vor und nach Einbeziehung der Ausgaben für öffentliche Dienstleistungen in den OECD-Ländern**

Die Schätzungen basieren auf individuellen Daten, um 2000



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423465828250

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats für die europäischen Länder auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels (ECHP) und auf Daten aus nationalen Erhebungen für die nichteuropäischen Länder.

- *Gesundheitsversorgung.* Die Zurechnung basiert auf dem Alter der Personen und auf der Verteilung der verschiedenen Altersgruppen auf die Einkommensdezile. Informationen über Letztere stammen aus den OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung. Die Daten über die Verteilung der öffentlichen Gesundheitsausgaben nach dem Alter der Empfänger sind in Abbildung 9.1 wiedergegeben. Für die meisten Länder basieren diese Alter-Ausgaben-Profile auf nationalen Daten; für Länder, in denen keine nationalen Daten verfügbar sind[40], stützt sich die Zurechnung auf das in anderen OECD-Ländern vorherrschende „durchschnittliche" Profil.

- *Bildung*. Die Zurechnung der Bildungsausgaben basiert auf dem Alter der Personen und auf der Verteilung der verschiedenen Altersgruppen auf die Einkommensdezile. Sie erfolgt in drei Schritten. Zunächst sind für Personen eines gegebenen Alters (von 3 bis 29 Jahren) die Besuchsquoten auf den einzelnen Stufen des Bildungssystems zu ermitteln und die betreffenden Personen nach den drei im OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung enthaltenen Altersgruppen (0-17, 18-25 und 26-40 Jahre) aufzuteilen[41], der zweite Schritt ist die Berechnung der gesamten Bildungsausgaben nach Altersgruppen und der letzte die Berechnung der Bildungsausgaben in den einzelnen Dezilen auf der Basis der Bildungsausgaben für jede Altersgruppe und der Verteilung jeder Altersgruppe auf die Dezile. Die Ausgabendaten beziehen sich auf die direkten Bildungsausgaben des Gesamtstaats, d.h. ohne monetäre Transfers an private Wirtschaftssubjekte wie Stipendien und Darlehen an Studierende[42].

- *Sonstige soziale Dienstleistungen.* Diese Ausgabenkategorie umfasst (in der SOCX-Klassifikation) eine Reihe ganz unterschiedlicher Programme. Da diese ein vielfältiges Spektrum aufweisen, basiert die Zurechnung der öffentlichen Ausgaben zu Einzelpersonen auf der Annahme, dass sich diese Dienstleistungen genauso auf die Einkommensdezile verteilen wie die entsprechenden monetäre Transfers (auf der Grundlage der im OECD-Fragebogen zur Einkommensverteilung enthaltenen Informationen). Dieser Hypothese liegt die Auffassung zu Grunde, dass sich Dienstleistungen und monetäre Transfers in der Regel bei jeder Programmart ergänzen.

Dieser Ansatz ist zwar nicht so präzise wie die auf den obigen individuellen Daten basierenden Schätzungen, doch lässt er sich auf 26 Länder in der OECD-Datenbank über die Einkommensverteilung sowie auf das ganze Spektrum öffentlicher Dienstleistungen für die in den OECD-Daten über Sozialausgaben enthaltenen privaten Haushalte anwenden. Diese Ergebnisse ermöglichen eine Approximierung „erster Ordnung" der Verteilungseffekte öffentlicher Dienstleistungen in Ländern, für die keine Mikrodaten verfügbar sind.

Diesem Ansatz zufolge sind die Verteilungseffekte je nach der untersuchten Dienstleistungskategorie unterschiedlich:

- *Gesundheitsversorgung.* Die Gesundheitsausgaben reduzieren die Ungleichheiten in allen untersuchten 26 OECD-Ländern (um durchschnittlich 1,1 Punkte, Tabelle 9.4, zweite Spalte). Die Veränderungen der Länderreihenfolge sind jedoch gering: Die nordischen Länder und die Tschechische Republik sind sowohl vor als auch nach Berücksichtigung der Gesundheitsdienstleistungen am egalitärsten. Die größten Veränderungen des Quintilverhältnisses sind in Ländern wie Portugal, den Vereinigten Staaten und Mexiko zu beobachten, wo die Ungleichheit der Verteilung des verfügbaren Einkommens am größten ist. Insgesamt ist daher festzustellen, dass die Einkommensungleichheiten in den Ländern (an der Variationsbreite gemessen) konvergieren[43].
- *Bildung.* Der Umverteilungseffekt der öffentlichen Bildungsausgaben ist nur geringfügig schwächer als der der Gesundheitsausgaben (das durchschnittliche Quintilverhältnis für das monetäre Einkommen sinkt nach Berücksichtigung der Bildungsdienstleistungen von 5,2 auf 4,2, Tabelle 9.4, dritte Spalte). In der Regel kommen die Bildungsausgaben besonders den drei untersten Quintilen der Einkommensverteilung zugute, wenngleich zwischen den Ländern

Tabelle 9.4 **Quintilverhältnis vor und nach Berücksichtigung der Ausgaben für alle öffentlichen Dienstleistungen**

Schätzungen auf Basis gruppierter Daten, um 2000

	Monetäres Einkommen	Einkommen plus Gesundheit		Einkommen plus Bildung		Einkommen plus sonstige Sozialleistungen		Einkommen plus alle öffentlichen Dienstleistungen	
	A	B	Differenz (A-B)	C	Differenz (A-C)	D	Differenz (A-D)	E	Differenz (A-E)
Dänemark	3.1	2.5	0.6	2.7	0.4	2.5	0.7	1.9	1.2
Schweden	3.4	2.7	0.8	2.9	0.5	2.7	0.8	2.0	1.4
Niederlande	3.6	3.1	0.5	3.1	0.5	3.4	0.2	2.6	0.9
Tschech. Rep.	3.6	2.9	0.7	3.0	0.6	3.3	0.3	2.4	1.2
Luxemburg	3.7	3.1	0.5	3.1	0.6	3.4	0.3	2.6	1.1
Finnland	3.7	3.1	0.7	3.2	0.6	3.2	0.5	2.5	1.2
Norwegen	3.7	2.9	0.9	3.2	0.5	3.0	0.8	2.2	1.5
Österreich	3.9	3.3	0.6	3.1	0.8	3.8	0.1	2.7	1.2
Schweiz	3.9	3.2	0.7	3.4	0.6	3.7	0.2	2.8	1.1
Frankreich	4.0	3.2	0.9	3.3	0.8	3.7	0.4	2.6	1.4
Deutschland	4.3	3.3	1.0	3.6	0.6	3.9	0.3	2.8	1.4
Ungarn	4.4	3.5	0.9	3.7	0.7	4.1	0.3	2.9	1.5
Kanada	4.8	3.9	0.9	3.9	0.9	4.4	0.4	3.2	1.6
Australien	4.9	3.5	1.4	4.1	0.7	4.1	0.7	2.8	2.0
Irland	5.0	3.7	1.3	4.3	0.7	4.7	0.4	3.2	1.8
Ver. Königreich	5.2	4.1	1.0	4.3	0.8	4.8	0.4	3.4	1.7
Neuseeland	5.4	4.2	1.2	4.1	1.3	5.1	0.2	3.3	2.0
Spanien	5.6	4.3	1.3	4.4	1.2	5.4	0.2	3.6	2.0
Japan	5.7	4.3	1.4	4.8	0.9	5.4	0.3	3.7	2.0
Griechenland	6.0	4.8	1.2	5.3	0.7	5.7	0.3	4.2	1.8
Polen	6.1	5.2	0.9	4.7	1.3	5.8	0.3	4.1	2.0
Italien	6.2	4.5	1.7	4.8	1.4	6.0	0.1	3.7	2.4
Portugal	6.2	4.4	1.8	4.9	1.3	6.0	0.2	3.7	2.5
Ver. Staaten	6.9	5.1	1.7	5.1	1.8	6.4	0.5	4.0	2.9
Türkei	9.3	7.8	1.5	7.4	1.9	9.3	0.0	6.5	2.8
Mexiko	12.6	10.9	1.7	9.9	2.7	12.3	0.3	8.8	3.8
Durchschnitt	*5.2*	4.1	1.1	4.2	1.0	4.8	0.3	3.4	1.8

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423724888582

Anmerkung: Die Länder rangieren von oben nach unten in aufsteigender Reihenfolge nach dem Quintilverhältnis (Q5/Q1) des monetären Einkommens.
Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage von OECD-Daten.

erhebliche Unterschiede bestehen. Eine Sensitivitätsanalyse zeigt, dass die Ungleichheiten zwischen den Einkommensdezilen, was die Bildungsbeteiligung betrifft, einen relativ geringfügigen Effekt auf die Ergebnisse haben und sich auf die Altersgruppe der 18- bis 25-Jährigen beschränken (Marical et al., 2007)[44].

- *Sonstige soziale Dienstleistungen.* Die Effekte dieser Dienstleistungen in Bezug auf die Reduzierung der Einkommensungleichheit sind zwar oft signifikant (eine Abnahme des Quintilverhältnisses von durchschnittlich 0,3 Punkten, Tabelle 9.4, vierte Spalte), jedoch bedeutend schwächer als die der Gesundheitsversorgung und der Bildung, da der Effekt ihres stärker zielgerichteten Charakters durch das geringere Ausgabenvolumen aufgehoben wird.

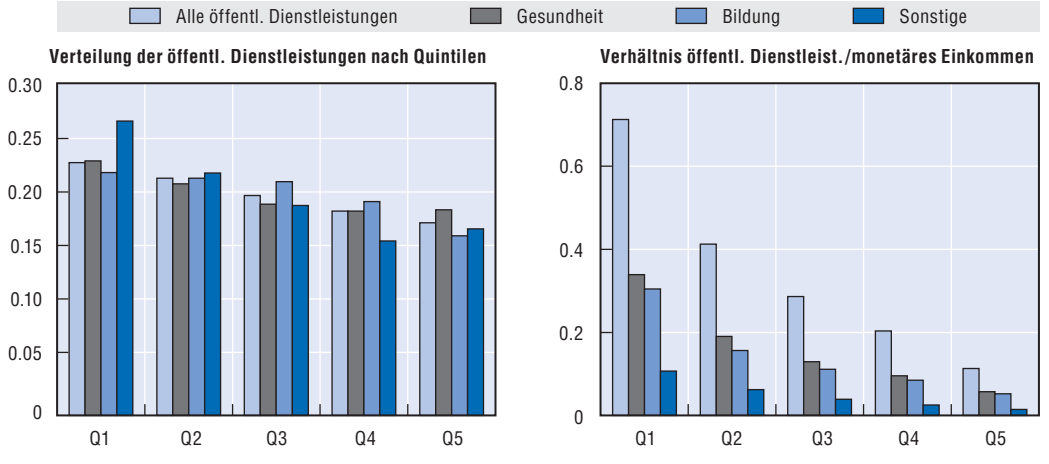
Insgesamt gesehen sind die Effekte aller öffentlichen Dienstleistungen auf die Einkommensungleichheiten in den meisten Ländern ganz erheblich. Das Quintilverhältnis sinkt daher durchschnittlich nach Berücksichtigung der öffentlichen Dienstleistungen von 5,2 auf monetärer Basis auf 3,4, d.h. um 1,8 Punkte (Tabelle 9.4, die Spalten ganz rechts). Die Unterschiede zwischen den Ländern bezüglich des Ausmaßes dieser Abnahme sind deutlich, und die stärkste Abnahme (in Punkten) ist in Ländern zu verzeichnen, in denen die Ungleichheiten in der Verteilung des verfügbaren Einkommens am größten sind[45]. Die Disparitäten zwischen den Ländern verringern sich, ohne dass es zu einer grundlegenden Veränderung ihrer Reihenfolge kommt, wiewohl sich auch die Position einiger Länder verbessert (z.B. Frankreich und Australien), die anderer Länder hingegen verschlechtert (insbesondere die der Niederlande, Österreichs und Griechenlands).

Nicht überraschend ist, dass der auf gruppierten Daten basierende Ansatz generell zu anderen zahlenmäßigen Schätzungen der Verringerung der Ungleichheit durch die öffentlichen Dienstleistungen führt als der auf individuellen Daten basierende Ansatz. Ein Vergleich dieser Schätzungen auf der Basis der Länder und Programme (Bildung und Gesundheit), auf die beide Ansätze anwendbar waren, zeigt, dass die Abnahme der Ungleichheit auf der Grundlage gruppierter Daten stärker ist als bei Verwendung individueller Daten (da der erste Ansatz eine Neueinstufung der Personen nicht zulässt), wobei aber die Differenz beim Gini-Koeffizienten wesentlich geringer ist als beim Quintilverhältnis; die mit beiden Ansätzen erhaltenen Werte der Abnahme der Ungleichheit korrelieren zudem in allen Ländern sehr stark (über 0,90), und dies bei beiden Ungleichheitsmessgrößen.

Diese Analyse lässt zudem vermuten, dass die öffentlichen Dienstleistungen relativ einheitlich auf die verschiedenen Quintile verteilt sind und dass die Verteilung folglich egalitärer ist als die des monetären Einkommens. Abbildung 9.6 zeigt dieses Ergebnis für den Durchschnitt der

Abbildung 9.6 **Anteil der öffentlichen Dienstleistungen am Haushaltseinkommen nach Quintilen der Einkommensverteilung, OECD-Durchschnitt**

Die Schätzungen basieren auf gruppierten Daten, um 2000



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423523203382

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener OECD-Datenbanken.

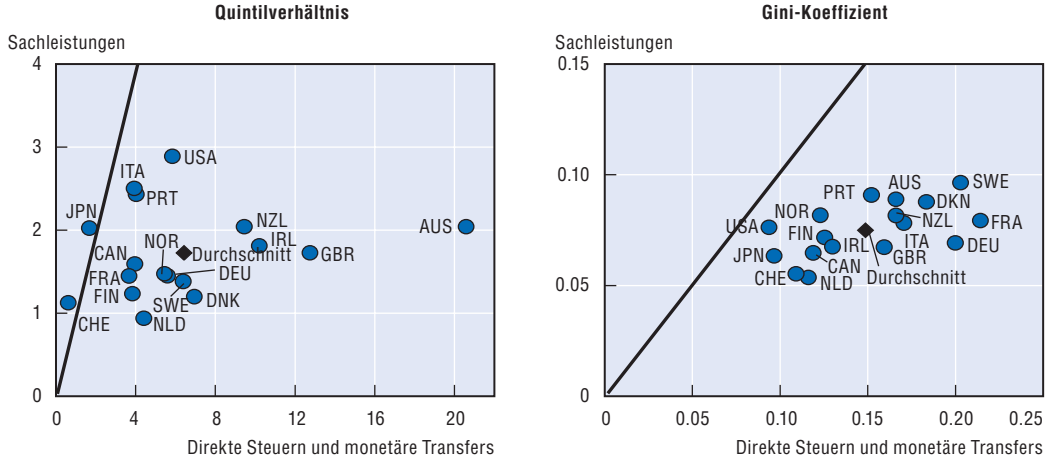
OECD-Länder. Bei allen öffentlichen Dienstleistungen für private Haushalte erhält das unterste Quintil einen Anteil von 23% und das oberste Quintil einen Anteil von 17% (linker Teil). Bei den Gesundheits- und Bildungsleistungen sind ähnliche Werte zu verzeichnen, wohingegen bei den „sonstigen" öffentlichen Dienstleistungen der Anteil des untersten Quintils am höchsten ist. Auf Grund der unterschiedlichen Niveaus des monetären Einkommens in den verschiedenen Quintilen ist der Anteil der öffentlichen Dienstleistungen am Einkommen von Personen am unteren Ende der Verteilung wesentlich höher (durchschnittlich rd. 70% des verfügbaren Einkommens) als am Einkommen von Personen am oberen Ende der Einkommensverteilung (11%, rechter Teil)[46]. Diese Muster sind denen, die sich auf der Basis individueller Daten ergeben, sehr ähnlich.

Ein weiterer Punkt ist der Vergleich des Umverteilungseffekts öffentlicher Sachleistungen mit dem, der sich aus den von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und den von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen ergibt. Abbildung 9.7 zeigt die Reduzierung des Quintilverhältnisses und des Gini-Koeffizienten (in Prozentpunkten), die sich für die öffentlichen Sachleistungen (auf der vertikalen Ordinate) und die von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und die von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen (auf der horizontalen Ordinate) ergibt[47]. Hierbei werden drei Muster deutlich:

- Erstens beträgt der ausgleichende Effekt der Sachleistungen durchschnittlich rd. ¼ des Effekts, der durch die von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und die von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen erzielt wird, wenn man das Quintilverhältnis betrachtet, und rd. ½ im Fall des Gini-Koeffizienten, wiewohl aber in einigen Ländern die mit beiden Maßnahmenkombinationen erzielte Reduzierung der Ungleichheit im Wesentlichen identisch ist[48].

Abbildung 9.7 **Umverteilungseffekte: Öffentliche Dienste in Form von Sachleistungen im Vergleich zu direkten Steuern und Sozialabgaben sowie monetären Transferleistungen**

Unterschiede (in Prozentpunkten) beim Quintilverhältnis und Gini-Koeffizienten,
Schätzungen auf der Basis gruppierter Daten, um 2000



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423528286422

Anmerkung: Die Reduzierung der Ungleichheit durch öffentliche Transfers in Form von Sachleistungen (auf der vertikalen Achse) wird gemessen als die absolute Differenz zwischen den Ungleichheitsmessgrößen (Quintilverhältnis, linker Teil; Gini-Koeffizient, rechter Teil) für das verfügbare Haushaltseinkommen und für das Einkommen zuzüglich öffentlicher Dienste in Form von Sachleistungen. Die Reduzierung der Ungleichheit durch die entrichteten Steuern und Sozialabgaben und die empfangenen staatlichen Transferleistungen entspricht der absoluten Differenz zwischen den Ungleichheitsmessgrößen für das Markteinkommen und das verfügbare Einkommen. Die Punkte unterhalb der Linie zeigen die Länder, wo die Reduzierung der Ungleichheit durch die entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und die empfangenen staatlichen Transferleistungen die Reduzierung der durch öffentliche Dienste in Form von Sachleistungen übersteigt.

Quelle: Berechnungen des OECD-Sekretariats auf der Grundlage verschiedener OECD-Datenbanken.

- Zweitens variiert der Umverteilungseffekt der von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen wesentlich stärker zwischen den Ländern als der Umverteilungseffekt der öffentlichen Sachleistungen – dem Variationskoeffizienten zufolge um rd. 50%, und dies bei beiden verwendeten Ungleichheitsmessgrößen.
- Drittens verzeichnen Länder mit einer geringeren Ungleichheit beim verfügbaren monetären Einkommen auch bei Berücksichtigung öffentlicher Sachleistungen eine geringere Ungleichheit (bei einem Korrelationsgrad von über 95% bei beiden Ungleichheitsmessgrößen); zwischen den Ländern besteht hingegen keine Korrelation, was die durch beide Politikmaßnahmen erzielte (absolute) Umverteilung betrifft.

Schlussbetrachtungen

Insgesamt werden sowohl bei dem auf individuellen als auch bei dem auf gruppierten Daten basierenden Ansatz einige konsistente Muster deutlich, die mit wenigen Ausnahmen denen entsprechen, die auch bei früheren Arbeiten zu diesem Thema identifiziert wurden.

- Die öffentlichen Ausgaben für die Bereitstellung von sozialen Dienstleistungen für die Haushalte verringern die Ungleichheit signifikant, obwohl dieser Effekt in einigen Ländern bei Bildungsleistungen außerhalb der Pflichtschulzeit – wenn die Zurechnung auf Basis individueller Daten erfolgt – unerheblich ist. Der Gesamteffekt öffentlicher Dienstleistungen in Bezug auf die Reduzierung der Ungleichheit der Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte ist in erster Linie das Ergebnis einer relativ einheitlichen Verteilung dieser Dienstleistungen auf die Einkommensquintile, die dafür sorgt, dass ihr Anteil am Einkommen am unteren Ende der Verteilung höher ist als am oberen Ende.
- Veränderungen der Ungleichheitsmessgrößen, die durch die Berücksichtigung öffentlicher Dienstleistungen zustande kommen, bewirken keine nennenswerten Veränderungen der Länderreihenfolge. Die Streuung der Ungleichheit zwischen den Ländern verringert sich beim Quintilverhältnis ganz erheblich, in wesentlich geringerem Maße dagegen beim Gini-Koeffizienten.
- Die Reduzierung der Ungleichheit durch die Bereitstellung öffentlicher Sachleistungen ist im Durchschnitt geringer, als die durch den kombinierten Effekt der von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen erzielte, wobei dies aber nicht auf alle Länder zutrifft.

Die Art und Weise, wie verschiedene öffentliche Dienstleistungen auf die Bevölkerung verteilt sind, hat einige wichtige Politikimplikationen. Erstens ist es auf Grund des signifikanten Effekts, den die in diesem Kapitel untersuchten, vom Staat bereitgestellten Dienstleistungen auf die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen zwischen privaten Haushalten und Einzelpersonen haben, wichtig, diesem Umverteilungseffekt bei wirtschaftspolitischen Entscheidungen über entsprechende Programme Rechnung zu tragen. Trotz der Neigung von Ökonomen, monetäre Leistungen den Vorzug zu geben, könnte zweitens die Bereitstellung öffentlicher Dienstleistungen aus mehreren ganz unterschiedlichen Gründen gerechtfertigt sein (wenn z.B. Eltern bei Konsumentscheidungen dem Nutzen für ihre Kinder nicht voll Rechnung tragen oder wenn es die Programme ermöglichen, Maßnahmen zielgerichteter zu gestalten und mehr in Gesundheit und Bildung zu investieren und dadurch zugleich langfristig die Produktivität zu erhöhen, Currie und Gahvari, 2007); dies wirft die Frage auf, wie monetäre Leistungen und öffentliche Sachleistungen am besten zu kombinieren sind, um ein bestimmtes verteilungspolitisches Ziel zu erreichen. Drittens könnten die öffentlichen Dienstleistungen auch die Entscheidung für oder wider eine Erwerbsbeteiligung durch die sie in Anspruch nehmenden Personen beeinflussen, insbesondere am unteren Ende der Einkommensverteilung; bei Reformen sollte daher die Frage berücksichtigt werden, wie die Bereitstellung von Sachleistungen (z.B. Kinderbetreuung) das Arbeitskräfteangebot erhöhen und dadurch das Abwägen zwischen Gerechtigkeits- und Effizienzzielen erleichtern könnte. Diese Überlegungen machen deutlich, wie wichtig es ist, dem Beitrag, den öffentliche Dienstleistungen zum Wohlergehen der Haushalte und zu seiner Verteilung leisten, systematischer Rechnung zu tragen.

Anmerkungen

1. So kommt Familien, deren Kinder eine staatliche Schule besuchen, zum Beispiel eine mit Steuergeldern finanzierte Dienstleistung zugute, die ihr Wohlergehen gegenüber dem anderer Familien erhöht, die dieselbe Dienstleistung am Markt erwerben müssen. Diesbezüglich ist zu erwähnen, dass die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der OECD-Länder Informationen über die von den Haushalten am Markt
erworbenen Güter und Dienstleistungen zusammen mit den vom Staat unentgeltlich oder zu subventionierten Preisen bereitgestellten Gütern und Dienstleistungen unter dem Konzept des „tatsächlichen" Verbrauchs der Haushalte zusammenfasst.

2. Das nationale statistische Amt des Vereinigten Königreichs veröffentlicht z.B. einen jährlichen Bericht über die Verteilung der Haushaltseinkommen, der auch dem Effekt der öffentlichen Gesundheits- und Bildungsausgaben Rechnung trägt (z.B. Jones, 2006); ähnliche Berichte existieren für Australien (ABS, 2001). Wenngleich das Schwergewicht bei den meisten Studien auf dem nationalen Kontext liegt, enthalten einige auch Informationen, die sich auf andere Länder beziehen – und die Zahl solcher Studien hat sich seit Vorliegen der Luxemburger Einkommensstudie erhöht, einer Datenbank, die (auf harmonisierter Basis) Zugang zu Mikrodaten aus den Haushaltseinkommenserhebungen mehrerer OECD-Länder bietet (z.B. Brady, 2004; Garfinkel et al., 2004; Smeeding, 2002; Smeeding und Rainwater, 2002; Steckmest, 1996).

3. Unterschiede bei der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen je nach dem Einkommen des Einzelnen und seinem sozioökonomischen Status sind selbst in Ländern mit universellem Krankenversicherungsschutz festzustellen (z.B. Goddard et al., 2001, für das Vereinigte Königreich).

4. Zu den Ausnahmen gehören die Vereinigten Staaten, Portugal und Finnland, was Arztbesuche betrifft, und Mexiko in Bezug auf Krankenhausübernachtungen.

5. Beide Ansätze führen zu denselben quantitativen Ergebnissen, wenn der Vergleich zwischen zwei Ländern bei gleichem Einkommen (vor Steuern) und Gesundheitsversorgungsbedarf erfolgt und wenn Letzterer in einem Land durch mit steuerfinanzierte öffentliche Gesundheitsleistungen und im anderen durch private Selbstzahlungen gedeckt wird.

6. Das Committee on National Statistics der amerikanischen National Academy of Sciences empfahl, zur Messung der Armut sowohl Selbstzahlungen für Gesundheitsleistungen als auch Krankenversicherungsprämien aus den "Familienressourcen" auszuklammern (Citro und Michael, 1995). Weinberg (2006) unterstreicht die Bedeutung der arbeitgeberseitigen Krankenversicherung, um zu einer genaueren Messgröße des Haushaltseinkommens zu gelangen.

7. Xu et al. (2003) zufolge liegt der Anteil der Haushalte, deren Selbstzahlungen 40% ihres Einkommens übersteigen, in Frankreich nahe null, in Portugal aber nahezu bei 3%. Dieser Anteil ist in Ländern der unteren oder mittleren Einkommensgruppe sowie in den im Übergang befindlichen Volkswirtschaften tendenziell höher.

8. Private Selbstzahlungen sind nur eine der verschiedenen Finanzierungsquellen des Gesundheitswesens. Bei einigen Studien lag der Schwerpunkt auf den verteilungsspezifischen Auswirkungen aller Finanzierungsarten der Gesundheitsversorgung, d.h. Steuern, Krankenversicherungsbeiträge und Selbstzahlungen. Generell hängen diese Effekte vom relativen Gewicht der einzelnen Finanzierungsquellen ab, von ihrer „Progressivität" (d.h. dem Grad, in dem sie die höheren Einkommensgruppen stärker belasten) sowie von verschiedenen Faktoren, die die horizontale Verteilungsgerechtigkeit bestimmen (z.B. Unterschiede zwischen den Beitragssätzen der Krankenkassen oder den Sätzen der auf Gemeindeebene erhobenen Abgaben für die Gesundheitsversorgung, Wagstaff et al., 1999). De Graeve und Van Ourti (2003), die in 23 europäischen Ländern die Auswirkungen verschiedener Finanzierungsquellen auf die Einkommensverteilung untersuchten, stellen fest, dass die direkten Steuern in allen Ländern progressiv sind und die indirekten Steuern und Selbstzahlungen degressiv, sich aber bei den Beiträgen zur Sozialversicherung und zur privaten Krankenversicherung ein differenzierteres Bild ergibt. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen van Doorslaer et al. (1999) für 12 OECD-Länder einschließlich der Vereinigten Staaten. Klavus und Häkkinen (1998), die eine ähnliche Methodik auf Finnland anwenden, stellen fest, dass die nach der Rezession Anfang der 1990er Jahre eingeführten Reformen der Finanzierung der Gesundheitsversorgung die Progressivität des Gesamtsystems moderat reduziert haben, ohne jedoch dessen Verteilungsgerechtigkeit in Frage zu stellen, vor allem weil die direkten Einkommensteuern weiter eine wichtige Rolle spielen.

9. Der Anteil der privaten Bildungsausgaben beträgt in den OECD-Ländern durchschnittlich 18% der Gesamtausgaben auf dem Vorschulniveau und 22% im Hochschulbereich, aber nur 7% auf dem Primar- und Sekundarschulniveau (OECD, 2005).

10. Der Anteil Jugendlicher im Alter von 20 bis 24 Jahren, die 2001 keinen Sekundarstufe-I-Abschluss hatten, lag in 14 OECD-Ländern bei unter 5%, war aber in Neuseeland (16%), Portugal (29%), Mexiko (33%) und der Türkei (47%) am höchsten.

11. Auf die öffentlichen Ausgaben für den Hochschulbereich entfällt ein Anteil von durchschnittlich nahezu der Hälfte der Bildungsausgaben (48%), während der Anteil der Vorschulbildung lediglich 7% beträgt.

12. So ist z.B. die Wahrscheinlichkeit des Zugangs zur Hochschulbildung für Jugendliche, deren Eltern einen Hochschulabschluss haben, dreimal so hoch wie für diejenigen, die aus Familien mit geringerem Bildungsniveau kommen (Machin, 2006). Unterschiede beim Zugang zur Hochschulbildung sind auch im Zusammenhang mit dem ethnischen Hintergrund festzustellen. So ist z.B. in den Vereinigten Staaten der Prozentsatz weißer Studenten, die nach Abschluss der High School ein Hochschulstudium beginnen, um zehn Punkte höher als bei hispanoamerikanischen Jugendlichen und um 20 Punkte höher als bei jungen Schwarzen, auch wenn sich diese Unterschiede seit 1994 verringert haben.

13. Dieses Phänomen wurde von Evendrou (1993) für das Vereinigte Königreich gut belegt. Diese Studie zeigt, dass die Ungleichheit der Verteilung der öffentlichen Ausgaben für die Hochschulbildung größer ist, wenn Rentnerhaushalte mit einbezogen werden, gegenüber den Ergebnissen, die man erhält, wenn sich die Analyse nur auf Nichtrentnerhaushalte erstreckt.

14. Ungleichheiten bei der Verteilung der Ausgaben für den Hochschulbereich erklären sich nicht nur aus Unterschieden beim Zugang, sondern auch aus Unterschieden zwischen den Kosten pro Studierenden je nach dem gewählten Studienfach. So werden z.B. in Frankreich von den Studierenden aus den wohlhabendsten Familien besonders kostenträchtige Studiengänge gewählt (Albouy und Wanecq, 2003).

15. Der Staat greift zudem durch die Kontrolle der Mietpreise im privaten Wohnungsbau ein; diese Maßnahmen werden hier nicht behandelt.

16. Der Zugang zu einer Sozialwohnung verringert im Allgemeinen die Wohnausgaben der betreffenden Haushalte. In Frankreich geben Mieter auf dem freien Wohnungsmarkt 22% ihres Einkommens für das Wohnen aus, Mieter von Sozialwohnungen dagegen 18%. Mit dieser Differenz wird der Vorteil der Mieter von Sozialwohnungen u.U. unterzeichnet, wenn die Tatsache bedacht wird, dass sich die betreffenden Personen u.U. eine größere oder komfortablere Wohnung leisten können, als wenn sie eine Wohnung auf dem freien Markt mieten würden; die Vorteile können aber auch zu hoch angesetzt sein, wenn sich Sozialwohnungen überwiegend in benachteiligten Wohngegenden befinden.

17. Die meisten Studien, deren Schwergewicht auf den Verteilungseffekten des Sozialwohnungsangebots liegt, gehen von einem Ansatz aus, dem zufolge der „Bruttowert" des monetären Einkommens eines Haushalts durch Hinzurechnung des Betrags ermittelt wird, der der Differenz zwischen der marktüblichen Miete einer der gemieteten Sozialwohnung vergleichbaren Wohnung und der tatsächlich für diese gezahlten Miete entspricht.

18. Über dasselbe Muster berichten Harding et al. (2004), denen zufolge Sozialwohnungen bei Personen im ersten Quintil der Einkommensverteilung in Australien für einen Anteil am verfügbaren Einkommen von 13% verantwortlich sind, gegenüber 3% bei Personen im zweiten Quintil.

19. Die „Quadratwurzelelastizität" impliziert, dass die Bedürfnisse eines Vier-Personen-Haushalts zweimal so hoch sind wie die eines Alleinstehenden (d.h. 1,4 und 1,7-mal so hoch wie die eines Alleinstehenden im Falle eines kinderlosen Paars bzw. eines Paars mit einem Kind).

20. Diese Daten – sowie die später vorgestellten Schätzungen – beziehen sich auf die öffentlichen Ausgaben von 2001 (obwohl aktuellere Daten verfügbar sind), weil sich die neuesten zurzeit der Abfassung dieses Berichts erhältlichen Informationen über die Verteilung des verfügbaren Einkommens der privaten Haushalte auf den Beginn der 2000er Jahre bezogen.

21. Die Kategorie „sonstige Sozialausgaben" (in der SOCX-Nomenklatur) umfasst Dienstleistungen für ältere Menschen, Hinterbliebene, Behinderte, Familien und Arbeitslose sowie Ausgaben für Wohnung, Sozialhilfe und Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik.

22. Da einige dieser bargeldähnlichen Wohnhilfen in dem bei Erhebungen gemessenen Haushaltseinkommen enthalten sein könnten, führen die in diesem Artikel auf der Basis der „gruppierten" Einkommensdaten durchgeführten Schätzungen u.U. zu einer Doppelerfassung.

23. Das ECHP 2001 liefert Informationen über das 2000 verdiente Einkommen. Die Daten der nicheuropäischen Länder basieren für Australien auf Household Income and Labour Dynamics *(*HILDA*)*, für Kanada auf dem Survey of Income and Labour Dynamics *(*SLID*)* und für die Vereinigten Staaten auf dem Annual Social and Economic Supplement *(*ASEC*)* zum Current Population Survey. Für Kanada und die Ver-

einigten Staaten wurden Daten aus der Luxemburger Einkommensstudie zu Grunde gelegt, die sich auf das Einkommen von 2000 beziehen. Die Daten für Australien beziehen sich auf 2004; die Berechnungen wurden freundlicherweise von Mark Pearson zur Verfügung gestellt.

24. Diese Projektionen beziehen sich auf die Pro-Kopf-Beträge der öffentlichen Gesundheitsdienste für jeweils fünf Jahrgänge umfassende Altersgruppen im Jahr 2003. Dieses Altersprofil wurde auf die Daten der öffentlichen Ausgaben von 2001 angewendet.

25. In den meisten Ländern stellen die öffentlichen Gesundheitsleistungen einen erheblichen Anteil am verfügbaren Haushalteinkommen (durchschnittlich rd. 13%), wobei dieser Anteil von 11% (in Finnland, im Vereinigten Königreich und in den Vereinigten Staaten) bis zu 16% (in Deutschland und Italien) reicht.

26. Die stärkere absolute Verringerung des Quintilverhältnisses in Ländern mit breiterer Verteilung des monetären Einkommens impliziert in Bezug auf die prozentuale Verringerung eine wesentlich geringere Variationsbreite zwischen den Ländern (z.B. von 19% in Dänemark bis 23% in den Vereinigten Staaten).

27. Bei dem hier verwendeten Ansatz, der lediglich altersspezifische Unterschiede der Inanspruchnahme berücksichtigt, wird der ausgleichende Effekt öffentlicher Gesundheitsleistungen in Ländern, wo diese speziell auf Haushalte mit geringem Einkommen zugeschnitten sind (z.B. Medicaid in den Vereinigten Staaten), theoretisch u.U. unterschätzt. In der Praxis zeigen vom US Census Bureau durchgeführte Schätzungen des ausgleichenden Effekts von Medicaid und Medicare an, dass sich das Quintilverhältnis und der Gini-Koeffizient (für das nicht äquivalenzgewichtete Haushaltseinkommen) um 0,75 Punkte bzw. 0,15 Punkte verringert (Cleveland, 2005), gegenüber einem Rückgang von 1,63 bzw. 0,37 Punkten in Marical et al. (2006).

28. Die einer Person j auf Bildungsstufe c zugeordneten Bildungsausgaben (DEcj) errechnen sich danach, ob die jeweilige Person eine Bildungseinrichtung auf dem betreffenden Niveau besucht oder nicht ($t^c j = 1$, wenn er Leistungen der Bildungsstufe c in Anspruch nimmt, ansonsten null); dieser Berechnung liegt folgende Formel zu Grunde:

$$DE_j^c = t_j^c \times \frac{DE^c}{N^c},$$

dabei ist Nc die Zahl der Schüler/Studierenden, die Bildungseinrichtungen dieser Kategorie besuchen, und DEc sind die öffentlichen Bildungsausgaben auf diesem Niveau des Bildungssystems.

29. Der Besuch privater Bildungseinrichtungen hat dann Auswirkungen auf die Ergebnisse, wenn die betreffenden Schüler/Studierenden überwiegend aus finanziell besser gestellten Familien kommen und wenn die Höhe der staatlichen Subventionen für Privatschulen unter dem Betrag der Ausgaben für öffentliche Schulen liegt; unter solchen Bedingungen würde der Verteilungseffekt der öffentlichen Bildungsleistungen mit dem hier verwendeten Ansatz unterschätzt werden. Da die Erhebungsdaten für die europäischen Länder zwischen vier Bildungsstufen unterscheiden (Tertiärbereich, Sekundarbereich II, Sekundarbereich I und unter Sekundarbereich I), wurden die Daten anderer Länder auf diese vier Stufen umkodiert. Die für die einzelnen Länder zu Grunde gelegten Erhebungsdaten unterscheiden sich im Hinblick auf die Informationen, die sie über den Schulbesuch von Personen unterschiedlichen Alters liefern (z.B. beziehen sich diese Informationen im Fall der Vereinigten Staaten und Kanadas auf alle Personen ab 15 Jahren; für die europäischen Länder beziehen sie sich auf Personen ab 17 Jahren).

30. Die Daten über die Nettobesuchsquoten nach den einzelnen Altersjahrgängen, in OECD (2005), beziehen sich auf 2003 und auf Personen im Alter von 3 bis 29 Jahren. Für Kanada, wo keine altersbezogenen Daten über den Schulbesuch verfügbar sind, wird unterstellt, dass alle Personen im Alter von 6 bis 15 Jahren die Schule besuchen (entsprechend den Schulbesuchsquoten in anderen OECD-Ländern); für Kinder im Alter von 3 bis 5 Jahren wird unterstellt, dass sie keine Bildungseinrichtung besuchen (da für Kanada keine Daten über die öffentlichen Ausgaben für die Vorschulbildung verfügbar sind).

31. Auf Grund lückenhaften Datenmaterials blieb Luxemburg bei der Analyse unberücksichtigt.

32. Die Bildung auf Primarschul- und Sekundarbereich-I-Niveau wurde zu einer Kategorie zusammengefasst, da sie bei allen hier untersuchten Ländern der Pflichtschulzeit entspricht; in diese Kategorie wurde auch die Sekundarstufe II einbezogen, weil sich die Pflichtschulzeit in mehreren Ländern zumindest teilweise auf diese Stufe erstreckt.

33. Bei diesen Ergebnissen ist der Ausgleichseffekt der Primar- und Sekundarschulbildung insofern überschätzt, als die Möglichkeit unberücksichtigt bleibt, dass die meisten Schulabbrecher auf den unteren Bereich der Einkommensverteilung konzentriert sein könnten; dies beeinträchtigt u.U. Ländervergleiche, wenn sich die Abbrecherquoten von Land zu Land unterscheiden.

34. Die im ECHP verwendete Definition des sozialen Wohnungsbaus schließt alle von öffentlichen Zentral- oder Kommunalverwaltungen sowie die von freiwilligen und Einrichtungen ohne Erwerbscharakter angebotenen Wohnungen ein.

35. Es gibt jedoch einige Ausnahmen. In der Hälfte der Länder ist der Anteil der Mieter öffentlicher Wohnungen im zweiten Quintil höher als im ersten, wohingegen dieser Anteil in Österreich und in den Niederlanden in den Quintilen relativ homogen ist.

36. Die geringste Abnahme ist in Luxemburg zu verzeichnen, jedoch beziehen sich die Ergebnisse bei diesem Land nur auf die Gesundheitsversorgung.

37. Die stärkere Abnahme des Quintilverhältnisses (eine Ungleichheitsmessgröße, deren Sensitivität in Bezug auf die Entwicklung an den beiden äußeren Enden der Verteilung größer ist als es beim Gini-Koeffizienten der Fall ist, der wiederum eine höhere Sensitivität gegenüber Veränderungen aufweist, die mehr oder minder in der Mitte auftreten) legt den Schluss nahe, dass eine Berücksichtigung öffentlicher Dienstleistungen wesentliche Auswirkungen auf die Schätzungen der relativen Einkommensarmut haben dürfte.

38. Besonders wichtige Konsequenzen hat diese Annahme bei Dienstleistungen, deren Kosten je Einheit besonders hoch sind und bei denen sich die tatsächliche Inanspruchnahme auf einen kurzen Zeitraum konzentriert (z.B. Gesundheitsversorgung). Unter diesen Bedingungen erhöht sich der ausgleichende Effekt der öffentlichen Dienstleistungen infolge der Tatsache, dass eine Änderung der Rangfolge der einzelnen Personen nicht zugelassen wird, gegenüber Ansätzen, die eine Neueinstufung zulassen (Atkinson, 1980; Plotnick, 1981).

39. Die Werte des äquivalenzgewichteten Einkommens nach Dezilen werden auf der Basis von Schätzungen der durchschnittlichen Haushaltsgröße der Gesamtbevölkerung in ein entsprechendes nicht äquivalenzgewichtetes Einkommen konvertiert.

40. Diese Länder sind Island, Japan, Korea, Mexiko, Neuseeland, Norwegen, Polen, die Schweiz, die Slowakische Republik, die Tschechische Republik, die Türkei und Ungarn.

41. Die Daten über den Schulbesuch nach einzelnen Jahrgängen waren im Fall Japans, Kanadas und Luxemburgs für einige Kategorien von Bildungseinrichtungen nicht verfügbar. Für diese Länder richtet sich die Verteilung der Schüler/Studierenden über 17 Jahre auf die Altersgruppen 18-25 und 26-29 Jahre nach dem Anteil an der jeweiligen Altersgruppe, der in den Vereinigten Staaten überwiegt.

42. Um die Sensitivität der Ergebnisse gegenüber der Annahme gleichen Bildungszugangs zu prüfen, wird in einem alternativen Szenario (in Marical et al., 2006) – auf der Basis eines willkürlich gewählten, allen Ländern gemeinsamen Ungleichheitskoeffizienten – unterstellt, dass die Besuchsquoten ärmerer Personen niedriger sind als die finanziell besser gestellter.

43. So verkleinert sich z.B. die Lücke zwischen dem Quintilverhältnis Dänemarks und der Vereinigten Staaten auf der Basis des monetären Einkommens nach Berücksichtigung der Gesundheitsdienstleistungen von 3,8 auf 2,6.

44. Marical et al. (2006) zeigen Schätzungen des ausgleichenden Effekts der Bildung auf der Basis geschätzter Beteiligungsquoten nach Einkommensdezilen; die Basis bilden länderspezifische Beteiligungsquoten nach dem Alter und gemeinsame Koeffizienten für Ungleichheiten in Bezug auf die Bildungsbeteiligung (was impliziert, dass die Ungleichheiten in Bezug auf die Bildungsbeteiligung auf Grund des Haushaltseinkommens umso größer sind, je niedriger die durchschnittliche Beteiligungsquote auf dem jeweiligen Bildungsniveau ist).

45. Das Quintilverhältnis sinkt daher in den Vereinigten Staaten von 6,9 auf 4,0, in Mexiko von 12,6 auf 8,8 und in der Türkei von 9,3 auf 6,5, wohingegen es sich in Dänemark von 3,1 auf 2,0 verringert.

46. Ein Vergleich der Ergebnisse für das Quintilverhältnis und den Gini-Koeffizienten zeigt, dass die Muster den in Abbildung 9.5 für eine geringere Anzahl von OECD-Ländern und Sozialprogrammen beschriebenen, auf individuellen Daten basierenden recht ähnlich sind. Beide Ungleichheitsmessgrößen sind nach Berücksichtigung der öffentlichen Ausgaben für Sozialdienstleistungen geringer; die Abnahme des Quintilverhältnisses fällt in Ländern, in denen das verfügbare Einkommen ungleicher verteilt ist, stärker aus, ist aber in allen Ländern in Bezug auf den Gini-Koeffizienten in etwa gleich.

47. Der Vergleich erfolgt mit dem *kombinierten* Effekt der von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen, denn die verfügbaren Informationen über die Gini-Koeffizienten ermöglichen es nicht, die Effekte der beiden Komponenten des verfügbaren Einkommens voneinander zu trennen.

48. Der stärker ausgleichende Effekt der von den Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der von ihnen erhaltenen öffentlichen Transferleistungen gegenüber dem durch öffentliche Sachleistungen erzielten ist sowohl durch Unterschiede in ihrem Verteilungsprofil als auch in ihrem Umfang bedingt (die drei Rubriken stellen in den Ländern der Abbildung 9.7 einen Anteil von 29%, 20% bzw. 27% am verfügbaren Einkommen der Haushalte).

Literaturverzeichnis

Aaberge, R. und A. Langørgen (2006), "Measuring the Benefits from Public Services: The Effects of Local Government Spending on the Distribution of Income in Norway", *Review of Income and Wealth,* Vol. 52, No. 1, März.

Albouy, V., F. Bouton und N. Roth (2002*),* "Les effets redistributifs de l'éducation: les enseignements d'une approche monétaire statique", Mitteilung für das Seminar, veranstaltet von CERC, DPD und INSEE, Paris.

Albouy V. und T. Wanecq (2003), "Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles", *Économie et Statistique.* No. 361.

Antoninis, M. und P. Tsakloglou (2001), "Who Benefits from Public Education in Greece? Evidence and Policy Implications", *Education Economics,* Vol. 9, No. 2.

Atkinson, A.B. (1980), "Horizontal Inequity and the Distribution of the Tax Burden", in H. Aaron und M. Boskin (Hrsg.), *The Economics of Taxation,* Studies of Government Finances, The Brookings Institutions, University of Columbia Press.

Atkinson, A.B. (2005), "Measurement of Government Output and Productivity for the National Accounts", *Atkinson Review: Final Report*, Palgrave-MacMillan.

ABS – Australian Bureau of Statistics (2001), *Government Benefits, Taxes and Household Income, Australia, 1998-99*, Catalogue No. 6537.0, Canberra.

Brady, D. (2004), "The Welfare State and Relative Poverty in Rich Western Democracies, 1967-1997", *LIS Working Paper*, No. 390, Luxemburg.

Canberra Group (2001), *Expert Group on Household Income Statistics: Final Report and Recommendations,* Ottawa.

Caussat, L., S. Le Minez und D. Raynaud (2005), "L'assurance-maladie contribue-t-elle à redistribuer les revenus?", Drees, Dossiers solidarité et santé, Études sur les dépenses de santé, La Documentation Francaise, Paris.

Citro, C.F. und R.T. Michael (Hrsg.) (1995), *Measuring Poverty – A New Approach,* National Accademy Press, Washington D.C.

Cleveland, R.W. (2005), "Alternative Income Estimates in the United States: 2003", *Current Population Reports,* U.S. Census Bureau, Juni.

CERC – Conseil de l'Emploi, des Revenus et de la Cohésion sociale (2003), "Éducation et Redistribution", *Rapport No. 3*, Paris.

Currie, J. und F. Gahvari (2007), "Transfers in Cash and In Kind: Theory Meets the data", *NBER Working Paper*, No. 13557, National Bureau of Economic Analysis.

De Navas-Walt, C., B.D. Proctor und C. Hill Lee (2006), "Income Poverty, and Health Insurance Coverage in the United States: 2005", *Consumer Population Report,* US Census Bureau, August.

Ditch, J., A. Lewis und S. Wilcox (2001), "Social Housing, Tenure and Housing Allowance: An International Review", In-house Report No 83, Department for Work and Pensions, University of York.

Evandrou, M., J. Falkingham, J. Hills und J. Le Grand (1993), "Welfare Benefits in Kind and Income Distribution", *Fiscal Studies,* Vol. 14, No. 1.

Gardiner, K., J. Hills, V. Lechene und H. Sutherland (1995), "The Effects of Differences in Housing and Health Care Systems on International Comparisons of Income Distribution", No. WSP/110, STICERD/CASE Publications.

Garfinkel, I., L. Rainwater und T. Smeeding (2004), "Welfare State Expenditures and the Redistribution of Well-being: Children, Elders, and Others in Comparative Perspective", Bericht für die APPAM (Association for Public Policy Analysis and Management)-Konferenz, 29. Oktober, Atlanta.

Goddard, M. und P. Smith (2001), "Equity of Access to Health Care Services: Theory and Evidence from the UK", *Social Science and Medicine,* Vol. 53, No. 9, November.

De Graeve, D. und T. Van Ourti (2003), "The Distributional Impact of Health Financing in Europe: A Review", *The World Economy,* Vol. 26, No. 10, November.

Harding, A., R. Lloyd und N. Warren (2004), "The Distribution of Taxes and Government Benefits in Australia", Bericht für die Konferenz über die Verteilungseffekte von staatlichen Ausgaben und Besteuerung, The Levy Economics Institute, Oktober.

Hernández-Quevado, C., A.M. Jones, A. López-Nicolás und N. Rice (2006), "Socio-economic Inequalities in Health: A Comparative Longitudinal Analysis Using the European Community Household Panel", *Social Science and Medicine,* Vol. 63, No. 5, September.

Hugounenq, R. (1998), "Les consommations publiques et la redistribution: le cas de l'éducation", Arbeitsdokument, Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (CERC), Paris.

Humphries, K.H. und E. van Doorslaer (2000), "Income-related Health Inequality in Canada", *Social Science and Medicine*, Vol. 50, No. 5, März.

Jones F. (2006), "The effect of taxes and benefits on household income, 2004-2005", Office of National Statistics, London.

Klavus, J. und U. Häkkinen (1998), "Micro-level Analysis of Distributional Changes in Health Care Financing in Finland", *Journal of Health Services Research and Policy,* Vol. 3, No. 1, Januar.

Lakin, C. (2004), "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 2002-2003", *Economic Trends*, Vol. 607, Juni.

Machin, S. (2006), "Social Disadvantage and Educational Experiences", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 32, OECD, Paris.

Marical, F., M. Mira d'Ercole, M. Vaalavuo und G. Verbist (2006), "Publicly-provided Services and the Distribution of Resources", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, DELSA/ELSA/WD/SEM(2006)14, OECD, Paris.

Mattila-Wiro, P. (2004), "Changes in the Inequality of Income and the Value of Housework Time in Finland in 1979-2000", Bericht für die 28. Konferenz der IARIW (International Association for Research in Income and Wealth), August 2004, Cork.

Merlis, M. (2002), *Family Out-of-pocket Spending for Health Services: A Continuing Source of Financial Insecurity*, CMWF (The Commonwealth Fund), New York.

OECD (2005), *Bildung auf einen Blick – OECD-Indikatoren 2005*, Paris.

OECD (2006), "Projecting OECD Health and Long-term Care Expenditures: What are the Main Drivers?", *OECD Economic Department Working Paper,* No. 477, Paris.

Plotnick, R. (1981), "A Measure of Horizontal Inequity", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63.

Ruggles, P. und M. O'Higgins (1981), "The Distribution of Public Expenditures and Taxes among Households in the United States", *Review of Income and Wealth,* Vol. 27, No. 3, September.

Saunders, P. und P. Siminski (2005), "Home Ownership and Inequality: Imputed Rent and Income Distribution in Australia", *SPRC Discussion Paper*, No. 144, September, University of New South Wales.

Sefton, T. (2002), "Recent Changes in the Distribution of the Social Wage", *CASE Paper*, No. 62, London School of Economics, London.

Smeeding, T. (1977), "The Antipoverty Effectiveness of In-kind Transfers", *The Journal of Human Resources*, Vol. 12, No. 3, Sommer.

Smeeding, T. (2002), "Real Standards of Living and Public Support for Children: A Cross National Comparison", *LIS Working Paper*, No. 345, Luxemburg.

Smeeding, T. und L. Rainwater (2002), "Comparing Living Standards across Nations: Real Incomes at the Top, the Bottom, and the Middle", *SPRC Discussion Paper*, No. 120, Dezember.

Smeeding T., S. Saunders, J. Coder, S. Jenkins, J. Fritzell, A. Hagenaars, R. Hauser und M. Wolfson (1993), "Poverty, Inequality, and Family Living Standards Impact across Seven Nations: The Effect of Noncash Subsidies for Health, Education and Housing", *Review of Income and Wealth,* Vol. 39, No. 3, September.

Steckmest, E. (1996), "Noncash Benefits and Income Distribution", *LIS Working Paper*, No. 100, Luxemburg.

Van Doorslaer, E., A. Wagstaff, H. Van Der Burgh, T. Christiansen, G. Citoni, R. Di Biase, U. Gerdtham, M. Gerfin, L. Gross, U. Häkkinen, J. John, P. Johnson, J. Klavus, C. Lachaud, J. Lauritsen, R. Leu, B. Nolan, J. Pereira, C. Propper, F. Puffer, L. Rochaix, M. Schellhorn, G. Sundberg und O. Winkelhake (1999), "The Distributive Effect of Health Care Finance in Twelve OECD Countries", *Journal of Health Economics,* Vol. 18, No. 3, Juni.

Van Doorslaer, E. und C. Masseria (2004), "Income-related Inequality in the use of Medical Care in 21 OECD Countries", *Towards High Performing Health Systems: Policy Studies*. OECD, Paris.

Verger, D. (2005), "Bas revenus, consommation restreinte ou faible bien-être : les approches statistiques de la pauvreté à l'épreuve des comparaisons internationales", *Économie et Statistiques,* Paris.

Wagstaff, A., E. Van Doorslaer, H. Van Der Burgh, S. Calonge, T. Christiansen, G. Citoni, U. Gerdtham, M. Gerfin., L. Gross, U. Häkkinen, P. Johnson, J. John, J. Klavus, C. Lachaud, J. Lauritsen, R. Leu, B. Nolan, E. Perán, J. Pereira, C. Propper, F. Puffer, L. Rochaix, M. Rodríguez, M. Schellhorn, G. Sundberg und O. Winkelhake (1999), "Equity in the Finance of Health Care: Some Further International Comparisons", *Journal of Health Economics,* Vol. 18, No. 3, Juni.

Weinberg, D.H. (2006), "Measuring Poverty in the United States", Bericht für die Arbeitstagung von Statistics Canada-University of Toronto über "Low Income, Poverty and Deprivation", Ottawa, 5.-6. Juni.

Wolff, E. und A. Zacharias (2004), "An Overall Assessment of the Distributional Consequences of Government Spending and Taxation in the US, 1989 and 2000", vorläufige Fassung.

Xu, K., D.B. Evans, K. Kawabata, R. Zeramdini, J. Klavus und C.J.L. Murray (2003), "Understanding Household Catastrophic Health Expenditures: A Multi-country Analysis", in C.J.L. Murray und D.B. Evans (Hrsg.), *Health Systems Performance Assessment,* Weltgesundheitsorganisation, Genf.

TEIL IV

Kapitel 10

Wie ist das Haushaltsvermögen verteilt? Befunde aus der Luxemburger Vermögensstudie*

Zwischen den einzelnen Ländern bestehen im Vergleich zum Einkommen erhebliche Unterschiede sowohl bei der Höhe als auch bei der Verteilung der Haushaltsvermögen, die z.T. von der Vermögensdefinition und von den Messgrößen abhängen, die zur Beschreibung der Vermögensverteilung verwendet werden. Viele Personen, die als einkommensarm eingestuft werden, verfügen über gewisse Vermögenswerte, obwohl das finanzielle Vermögen der Personen mit einem beim „Armutsmedian" liegenden Einkommen in allen berücksichtigten Ländern unerheblich ist. Das verfügbare Einkommen und das Nettovermögen sind auf Personenebene positiv korreliert, und dieser Zusammenhang bleibt selbst nach Bereinigung um persönliche Merkmale wie Alter und Bildungsstand bestehen.

* Dieses Kapitel stellt eine kürzere, redigierte Fassung eines längeren Dokuments dar, dass von Markus Jäntti (Åbo Akademi University), Eva Sierminska (CEPS) und Tim Smeeding (Syracuse University) für die OECD verfasst wurde. Vgl. Jäntti et al. (2008).

Einführung

Vermögen stellt einen Kernaspekt der wirtschaftlichen Ressourcen der Haushalte dar, und die Untersuchung von Höhe und Verteilung des Haushaltsvermögens ist heute ein beliebtes Forschungsfeld. Die empirischen Analysen müssen sich jedoch mit gravierenden Mängeln bei den verfügbaren Daten auseinandersetzen. Die Qualität von Haushaltserhebungen zu Vermögenswerten und Verbindlichkeiten wird üblicherweise durch erhebliche Stichprobenfehler auf Grund der starken Asymmetrie der Vermögensverteilung sowie durch schwerwiegende sonstige Fehler beeinträchtigt. Bei der vergleichenden Analyse werden diese Probleme durch Unterschiede bei den in den verschiedenen Ländern verwendeten Methoden und Definitionen verstärkt[1]. Auf Grund dieser methodologischen Merkmale – und im Gegensatz zur hohen Qualität der heute über die Haushaltseinkommen verfügbaren Daten – ist das Wissen über die Länderreihenfolge in Bezug auf die Vermögensungleichheit weitaus weniger gefestigt als im Fall der monetären Einkommen. Die Analysen der gemeinsamen Verteilung von Einkommen und Vermögenswerten (d.h. ob Personen am unteren Ende der Einkommensskala ebenfalls ein niedriges Haushaltsvermögen ausweisen) stehen vor ähnlichen Herausforderungen[2].

Diese und ähnliche Fragen haben Forscher und Institutionen aus einer Reihe von Ländern dazu angeregt, gemeinsam die Luxemburger Vermögensstudie (Luxembourg Wealth Study – LWS) ins Leben zu rufen – ein internationales Projekt mit dem Ziel, vorhandene Mikrodaten über das Haushaltsvermögen in einer einheitlichen Datenbank zusammenzutragen. Ausgehend von den Erfahrungen mit der Luxemburger Einkommensstudie (Luxembourg Income Study – LIS) besteht die Hoffnung darin, dass die Verfügbarkeit einer derartigen Datenbank zu vergleichenden Forschungsarbeiten über Nettohaushaltsvermögen, Portfoliostrukturen sowie Vermögensverteilungen anspornen und Impulse für einen Harmonisierungsprozess bezüglich der Definitionen und Methoden geben könnte[3].

In diesem Kapitel werden Vermögensbestände und ihre Verteilung in der Gesamtbevölkerung sowie die Struktur der Vermögenswerte der privaten Haushalte sowohl im Hinblick auf deren Verbreitung als auch auf deren Höhe beschrieben. Nach Skizzierung einiger Gründe, weshalb Daten über das Haushaltsvermögen für die Sozialpolitik von Bedeutung sind, werden in dem Kapitel Messgrößen der Vermögensbestände und der Ungleichheit auf der Grundlage einer Reihe von Vermögensdefinitionen vorgestellt. Anschließend wird die „gemeinsame Verteilung" von Nettovermögen und Einkommen betrachtet, um eine Messgröße für die wirtschaftliche Lage der Menschen zu liefern, die über die allein aus der Verwendung des Einkommens resultierende hinausgeht. Die Entwicklung eines solchen ganzheitlicheren Bildes, das auch den Teil der Bevölkerung einschließt, der von Einkommensarmut betroffen, aber reich an Vermögenswerten ist, ist für die Ausgestaltung von Politikinstrumenten von Bedeutung, die besser auf die bedürftigsten Teile der Gesellschaft abzielen können und Auswirkungen auf die tatsächlichen Ursachen von Armut und Ungleichheit haben.

Haushaltsvermögen und Sozialpolitik

Die gemeinsame Verteilung von Vermögen und Einkommen wird von einer Vielzahl staatlicher Maßnahmen beeinflusst. Auf Grund der Vielschichtigkeit dieser Zusammenhänge muss jeder Versuch, die Politkmaßnahmen zu beschreiben, die sich auf die Vermögensbestände der privaten Haushalte auswirken, unvollständig und idiosynkratisch bleiben. Es sind schließlich weder große Fantasie noch besonderes Datenmaterial vonnöten, um zwischen dem Humankapital in einem Haushalt, seinem Einkommen und seinem Besitz an sonstigem Kapital ebenso wie zwischen makroökonomischen Variablen und der Rendite von finanziellem Vermögen einen Zusammenhang herzustellen. Auf diesen beiden Wegen beeinflusst im Grunde *jeder* Aspekt der staatlichen

Wirtschafts- und Sozialpolitik (im weiteren Sinne) die Vermögensbestände. Drei wichtige Politikbereiche sind jedoch als Beispiele für die Bedeutung von besseren Daten über Vermögenswerte der privaten Haushalte für die Sozialpolitik zu nennen:

- ***Vermögenswerte und Bedürftigkeitsprüfungen im Rahmen sozialpolitischer Programme***. Obwohl Bedürftigkeitsprüfungen, die sich sowohl auf das Einkommen als auch auf Vermögenswerte beziehen, in vielen OECD-Ländern für den Anspruch auf verschiedene Sozialleistungen maßgeblich sind, beruhen die meisten vergleichenden Studien über sozialpolitische Programme allein auf Einkommensdaten. Die Betrachtung der gemeinsamen Verteilung von Einkommen und Vermögenswerten würde es ermöglichen zu ermitteln, ob Einkommens- und Vermögenstests „greifen", ob die beiden Messgrößen sich gegenseitig ergänzen und – falls dies der Fall ist – in welchem Maße. Im Allgemeinen beinhalten alle Entscheidungen der privaten Haushalte über die Akkumulierung von Vermögenswerten Elemente sowohl des vorsorglichen Sparens „für den Notfall" als auch des Umverteilens über den Lebenszyklus. Das soziale Sicherungssystem stellt für die Menschen durch die Gewährung eines Versicherungsschutzes insbesondere gegen Arbeitslosigkeit und Erwerbsunfähigkeit sowie durch die staatliche Altersvorsorge eine alternative Möglichkeit zur Erreichung dieser Ziele dar. Wenn der Anspruch auf Sozialleistungen bzw. die Höhe des gewährten Betrags an die Höhe der liquiden Mittel der Familie gebunden sind, werden die privaten Haushalte dazu ermutigt, diese Vermögenswerte aufzulösen oder zu verbergen. Politikinstrumente, die solche Mittel als Bedingung für den Bezug von Leistungen benachteiligen oder belasten, mindern die Anreize für die Ansammlung privater Vermögenswerte zur möglichen eigenen Absicherung. Das System der zielgerichteten Leistungen in den Vereinigten Staaten etwa (wie das zusätzliche Sozialeinkommen – SSI – und Essensmarken), auf das nur dann Anspruch besteht, wenn die liquiden Mittel oder der Wert von Automobilen im Besitz der Antragsteller unter 2 000 US-$ bzw. unter 4 500 US-$ liegt, mindert die Anreize für das Vorsorgesparen ebenso wie für das Unterhalten eines Fahrzeugs, das für die Fahrt zur Arbeit unerlässlich sein könnte. Selbst in Fällen, wo die Grenze für liquide Mittel relativ hoch ist (z.B. etwa 60 000 $A bei der bedürftigkeitsabhängigen australischen Pauschalaltersrente), werden potenzielle Leistungsempfänger zur Investition in Vermögenswerte ermutigt, die nicht belastet werden (wie selbstgenutztes Wohneigentum), anstatt in finanzielle Vermögenswerte, die „belastet" werden. Der Gipfel der Ironie ist in der Tat dort erreicht, wo Niedrigeinkommensbezieher mittels Maßnahmen, bei denen ihre Sparleistung ergänzt wird, zur Akkumulierung von Vermögenswerten veranlasst werden, während Bedürftigkeitsprüfungen die Einkommensschwachen gleichzeitig für den Besitz solcher Werte bestrafen.

- ***Vermögenswerte und Bedürftigkeitsprüfungen im Rahmen der Langzeitpflege.*** Sozialprogramme und Vermögensverteilung stehen im Hinblick auf die Finanzierung der Langzeitpflege für gebrechliche ältere Menschen ebenfalls miteinander in Wechselwirkung. Etwa 10-15% der Personen, die sich dem Renteneintritt nähern, insbesondere ältere Frauen, benötigen mit der Zeit Hilfe bei den Tätigkeiten des Alltags. Im Fokus der Aufmerksamkeit steht dabei vor allem die Frage, ob die gesunde Lebenserwartung im selben Maße steigt wie die Lebenserwartung selbst. Das Urteil darüber steht noch aus: Gegenwärtig kann bestenfalls gesagt werden, dass dies „möglich" ist (vgl. Cutler, 2001, mit Wolf, 2001), und in vielen Studien über Behinderungen im Alter werden keine Trends bei den verschiedenen Formen der Demenz gemessen. Wenn die Langzeitpflege kollektiv über eine Versicherung gewährleistet wird (wie dies z.B. in Deutschland und Japan der Fall ist), besteht natürlich eine geringere Notwendigkeit, für ihre Finanzierung Vermögenswerte anzusammeln, als in Ländern, in denen die Finanzierung von dem Einzelnen bzw. der Familie erwartet wird. In vielen Ländern erfolgt die staatliche Unterstützung der Langzeitpflege durch das soziale Sicherungssystem und unterliegt einer Bedürftigkeitsprüfung. Über die Struktur der Unterstützung im Bereich der Langzeitpflege ist eine Vielzahl von institutionellen Daten vorhanden, obgleich es schwierig ist festzustellen, welche Form der beste Erklärungsindikator annehmen könnte. Über die Effekte von bedürftigkeitsabhängigen Langzeitpflegeleistungen auf Vermögensübertragungen sind nur wenige gute Studien vorhanden.

- ***Vermögenswerte und Renten.*** Ein anderes Gebiet, auf dem wenige Daten verfügbar sind, ist die Ansammlung individueller Vermögenswerte in Betriebsrenten. Im Allgemeinen bestehen die besten aus globalen Vermögenserhebungen verfügbaren Daten in dem Anteil der aktuellen Erwerbsbevölkerung, die durch entsprechende Programme abgedeckt ist. Eine Erhebung unter Anbietern von Betriebsrenten und großen Arbeitgebern wird zurzeit von der OECD und der Europäischen Union gemeinsam durchgeführt und könnte mehr Licht auf die Art von Rentenansprüchen werfen, welche außerhalb der sozialen Rentensysteme erworben werden.

Es ist nicht möglich, diese Fragen hier im Detail zu untersuchen. Darüber hinaus sind gegenwärtig keine vergleichbaren Daten zur Kapitalbildung der Rentenkassen vorhanden. Allerdings ist es nützlich, diese potenziellen Politikverknüpfungen bei der Betrachtung der deskriptiven Ergebnisse im Auge zu behalten.

Grundlegende LWS-Messgrößen und -Methoden

Die in die LWS eingegangenen Erhebungen sind dem jeweiligen Zweck und Stichprobenrahmen nach unterschiedlich (vgl. Sierminska, 2005, wegen näherer Einzelheiten). Manche Erhebungen wurden speziell für die Sammlung von Vermögensdaten entwickelt (z.B. Italien, Kanada und der Survey of Consumer Finances in den Vereinigten Staaten – US-SCF); andere wiederum decken andere Bereiche ab und wurden mit besonderen Vermögensmodulen ergänzt (z.B. Deutschland und der Panel Survey on Income Dynamics in den Vereinigten Staaten – US-PSID). Bei einigen Erhebungen werden die Vermögenden überproportional berücksichtigt („Over-Sampling"), wodurch der obere Rand der Verteilung besser abgedeckt wird (Deutschland, Kanada und der SCF für die Vereinigten Staaten), was aber geringere Rücklaufquoten zur Folge hat; darüber hinaus erfolgt das Over-Sampling nicht bei allen gleichmäßig, da lediglich beim US-SCF eine Listenstichprobe aus Daten der Steuerbehörden und eine große Stichprobe von Hochvermögenden verwendet wird. Manche Erhebungen umfassen detaillierte Fragen über verschiedene Arten von Vermögenswerten, während in anderen lediglich einige allgemeine Vermögensfragen gestellt, jedoch gute Rücklaufquoten erzielt werden (z.B. US-PSID)[4]. Schließlich wendet Deutschland (als einziges der in die LWS einbezogenen Länder) eine besondere Form des Bottom-Coding an (finanzielles Vermögen, Gebrauchsgüter und Sammlerobjekte sowie Verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, werden nur dann erfasst, wenn ihr jeweiliger Wert 2 500 Euro übersteigt). Um die Vergleichbarkeit zu erhöhen, wurde auf die Daten der anderen Länder in diesem Kapitel weitgehend dasselbe Bottom-Coding angewandt.

Auch die Definitionen variieren zwischen den verschiedenen Erhebungen:

- Die *Analyseeinheit* ist im Allgemeinen der Haushalt, in Deutschland jedoch die einzelne Person und in Kanada die Kernfamilie (d.h. ein alleinstehender Erwachsener bzw. ein Paar sowie die abhängigen Kinder). Einem Haushalt werden laut Definition alle Personen zugerechnet, die gemeinsam in derselben Wohnung leben, jedoch ist das Teilen der Aufwendungen in Italien, Schweden und den Vereinigten Staaten eine zusätzliche Bedingung. Die demografischen Unterschiede bei den Vermögensbeständen spiegeln daher sowohl differierende Analyseeinheiten als auch „echte" Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur wider.

- Der *Haushaltsvorstand* ist in den meisten Erhebungen der Hauptverdiener, in Deutschland und Italien jedoch die sachkundigste und für die Haushaltsfinanzen verantwortliche Person. Die Vereinigten Staaten sind das einzige Land, in dem bei gemischtgeschlechtlichen Paaren der Mann als Vorstand betrachtet wird.

Bei Anzahl und Definition der erfassten Vermögensvariablen bestehen zwischen den einzelnen Erhebungen ebenfalls erhebliche Unterschiede, wobei die Bandbreite von sieben für das Vereinigte Königreich bis 30 oder mehr für Italien und den US-SCF reicht[5]. Auf Grund dieser Unterschiede sowie der verschiedenen Differenzierungsgrade der in den diversen Erhebungen gestellten Fragen ist die Erstellung vergleichbarer Vermögensaggregate eine große Herausforderung. Die LWS versucht, diesem Problem durch die Definition einer Reihe von idealen Variablen, die in die Datenbank aufgenommen werden sollen, gerecht zu werden. Hierbei erfolgt zunächst

eine allgemeine Klassifizierung der Vermögenskomponenten, aus der durch Aggregierung Gesamt- und Teilsummen gebildet werden. Diese Variablen werden anschließend mit demografischen Merkmalen (darunter der Gesundheitsstatus) sowie Einkommens- und Verbrauchsaggregaten verbunden, ebenso wie mit einer Gruppe von Variablen, die für die Untersuchung des Haushaltsvermögens von besonderer Bedeutung ist: Einmaleinkünfte (z.B. Kapitalgewinne, Erbschaften und Schenkungen) und mit „Verhaltens-"Variablen wie Motiven für die Spartätigkeit, Vorstellungen über künftige Ereignisse (z.B. Vererbungsmotivation), Risikobereitschaft usw.

Diese Idealliste wurde dann reduziert, so dass sie mit den tatsächlich in den LWS-Erhebungen verfügbaren Daten gekreuzt werden konnte. Dies führt zu der in Anhangstabelle 10.A1.2 dargestellten Matrix. Diese Matrix veranschaulicht die Schwierigkeit der Umwandlung der Originalquellen in eine harmonisierte Datenbank: Die Erfassung und Aggregierung der Vermögensposten variiert von einer Erhebung zur anderen in hohem Maße. Ein akzeptabler Grad an Vergleichbarkeit kann für lediglich vier Hauptkategorien von finanziellem Vermögen erreicht werden: *a)* Einlagenkonten, *b)* Anleihen, *c)* Aktien und *d)* offene Investmentfonds (mit der teilweisen Ausnahme Deutschlands, das keine Daten über Giroeinlagen erfasst). Die verbleibenden Finanzkomponenten sind lediglich für einige Länder verfügbar. Bei den nichtfinanziellen Vermögenswerten wird bei Wohneigentum (Hauptwohnsitz) wie auch Anlageimmobilien die größte Vergleichbarkeit erzielt, während Daten über Betriebsvermögen nur in einer Teilgruppe der Länder verfügbar sind. Verbindlichkeiten sind in allen Erhebungen erfasst, wenngleich der Differenzierungsgrad variiert. Nach Anwendung des Kriteriums des kleinsten gemeinsamen Nenners auf diese Matrix werden die folgenden vier LWS-Aggregate definiert:

- *Finanzielles Vermögen,* darunter Giro- und Sparkonten, Einlagenzertifikate, Anleihen, Aktien, Investmentfonds, Lebensversicherungen, Rentenansprüche und sonstiges finanzielles Vermögen.
- *Nichtfinanzielles Vermögen*, darunter Wohneigentum (Hauptwohnsitz), Immobilienanlagen, Betriebsvermögen, Fahrzeuge, Gebrauchsgüter und Sammlerobjekte sowie sonstige nichtfinanzielle Vermögenswerte.
- *Verbindlichkeiten*, darunter immobilienbesicherte Schulden – d.h. die Summe aus Hypotheken auf den Hauptwohnsitz, sonstigen Immobilienhypotheken und sonstigen immobilienbesicherten Schulden (einschl. Kreditlinien) –, Fahrzeugkredite, Ratenschulden (einschl. Kreditkartensalden), Ausbildungskredite, sonstige Kredite bei Finanzinstituten und informelle Schulden.
- *Nettovermögen*, d.h. die Summe aus finanziellen und nichtfinanziellen Vermögenswerten abzüglich Verbindlichkeiten.

Diese LWS-Aggregate sind bei weitem noch nicht hundertprozentig vergleichbar, da die zu Grunde liegenden Definitionen und Methoden zwischen den einzelnen Erhebungen variieren. Darüber hinaus sind wichtige Vermögenskomponenten wie Rentenansprüche nicht in diesen Aggregaten erfasst. Da diese Komponenten von Land zu Land unterschiedliche Bedeutung einnehmen, dürften Vergleiche zwischen den Ländern diese Auslassungen widerspiegeln. Einen Hinweis auf den Umfang dieser Auslassungen bietet der Vergleich der LWS-Definitionen der Nettovermögen der privaten Haushalte mit den Definitionen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Die LWS-Datenbank enthält Variablen, die Teil des Konzepts der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, in der LWS-Definition jedoch nicht enthalten sind. Dies ermöglicht den Nutzern, die verschiedenen Definitionen miteinander in Einklang zu bringen, wie in Anhangstabelle 10.A1.3 für fünf Länder gezeigt wird. Der erste Befund aus Tabelle 10.A1.3 ist beruhigend: Wenn die fehlenden Posten wieder in das Nettovermögen integriert werden, ähneln die LWS-Zahlen weitgehend denen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Andererseits ist das Gewicht dieser Auslassungen signifikant und variiert im Ländervergleich erheblich, von der Hälfte in den beiden nordamerikanischen Ländern zu weniger als einem Viertel in den drei europäischen Ländern. Dies stellt eine heilsame Warnung vor den gegenwärtigen starken Nachteilen bei der Vergleichbarkeit zwischen den einzelnen Ländern dar: Solange eine größere Standardisierung von Vermögenserhebungen nicht im Voraus erreicht wird, ist Vergleichbarkeit nur um den Preis einer unvollständigen Abbildung des Volksvermögens zu erzielen. Dem Abschnitt dieses Kapitels, der die gemeinsame Verteilung von Vermögen und Einkommen beschreibt, liegt eine „breite" Definition

des Nettovermögens zu Grunde, die Betriebsvermögen einschließt, was jedoch die Anzahl der analysierten Länder verringert. Im nächsten Abschnitt, in dem die grundlegenden Muster bei der Verteilung der Vermögenswerte beschrieben werden, wird eine weniger umfassende Definition verwendet, die jedoch mehr Länder einbezieht.

Die Vergleichbarkeit wird auch von anderen methodologischen Unterschieden neben den vorstehend beschriebenen Definitionsproblemen beeinflusst. Erstens bestehen Unterschiede in Bezug auf die Art und Weise, wie Aktiva und Passiva erfasst werden (d.h. als Punktwerte, in Stufen oder beides zusammen), sowie im Hinblick auf den jeweiligen Rechnungsabschnitt (Anhangstabelle 10.A1.1). Zweitens können die für die Bewertung der Aktiva und Passiva verwendeten Kriterien zwischen den verschiedenen Erhebungen variieren (Atkinson und Harrison, 1978). Zu guter Letzt unterscheiden sich die Erhebungen in Bezug auf Rücklaufquoten und Imputationsverfahren[6]. Anhangstabelle 10.A1.4 bietet eine synthetische Beurteilung der in der LWS-Datenbank enthaltenen Daten im Vergleich zu ihren aggregierten Gegenstücken in den Länderbilanzen für den Sektor der privaten Haushalte. Diese Befunde deuten darauf hin, dass trotz der erheblichen Bemühungen zur Standardisierung der Vermögensvariablen weiterhin bedeutende Unterschiede bei Definitionen, Bewertungskriterien und Qualität der Erhebungen bestehen, die nicht berichtigt werden können. Darüber hinaus variiert der Deckungsgrad der Schätzungen auf der Grundlage der LWS mit den aggregierten Zahlen von einer Erhebung zur anderen. Diese Hinweise sind bei Auseinandersetzung mit den im nächsten Abschnitt diskutierten Ergebnissen zu bedenken[7].

Grundstrukturen der Verteilung des Haushaltsvermögens[8]

In diesem Abschnitt werden für alle in die LWS einbezogenen OECD-Länder einige deskriptive Ergebnisse zu den Vermögensbeständen und zur Beteiligung vorgestellt. Er beschreibt Beteiligungen an Vermögen und Verbindlichkeiten, Portfoliostrukturen sowie die Verteilung des Nettovermögens für den gesamten LWS-Datensatz, insbesondere in Bezug auf das Alter des Haushaltsvorstands, und legt Ländervergleiche der Vermögenskonzentration vor. Die hier verwendete Definition der Vermögenswerte („Nettovermögen 1“ gemäß der LWS-Typologie) schließt Betriebsvermögen aus; dies erlaubt die Einbeziehung von acht OECD-Ländern auf der Grundlage von neun Datensätzen. Weitere Informationen über Erhebungsmerkmale finden sich im Anhang 10.A1.

Beteiligung an Vermögen und Verbindlichkeiten sowie Portfoliostruktur

Tabelle 10.1 zeigt, dass in fast allen LWS-Ländern über 80% der privaten Haushalte über irgendeine Form von finanziellem Vermögen verfügen. In den meisten Ländern handelt es sich hierbei um ein Einlagenkonto. Aktien sind in Finnland und Schweden besonders weit verbreitet, während Schweden und Norwegen bei offenen Investmentfonds die höchsten Anteile aufweisen. In den Vereinigten Staaten machen Halter von Aktien, Anleihen und offenen Investmentfonds gemäß dem SCF jeweils etwa ein Fünftel der Bevölkerung aus. In allen Ländern mit Ausnahme Deutschlands und Schwedens sind über 60% der Haushalte Eigentümer ihres Hauptwohnsitzes, und der Anteil beläuft sich in Italien, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten (SCF) auf knapp unter 70%. Der Besitz einer Zweitimmobilie findet in Finnland und Norwegen den größten Anklang. Bei dem Prozentsatz der Verschuldung bestehen beträchtliche Unterschiede: von 22% der Haushalte in Italien bis 80% in Norwegen und von 10% in Italien bis 46% in den Vereinigten Staaten, wenn nur die immobilienbesicherten Schulden berücksichtigt werden.

Wie oben erwähnt, werden die meisten finanziellen Vermögenswerte und Verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, in Deutschland nur erfasst, wenn sie 2 500 Euro übersteigen. Die Daten im unteren Teil der Tabelle 10.1 ergeben sich aus der Anwendung dieses in Deutschland verwendeten Bottom-Codings auf die anderen Länder, um eine Vergleichsgrundlage zu erhalten. Auf dieser Grundlage ist der Anteil der über finanzielles Vermögen verfügenden Haushalte in Deutschland, Finnland und Kanada ähnlich; in Italien und Norwegen ist der Anteil 20 Prozentpunkte höher, während die beiden angelsächsischen Länder im Mittelfeld liegen. Ein Vergleich zwischen dem oberen und dem unteren Teil der Tabelle zeigt, dass ein großer Anteil der kanadischen und der finnischen Haushalte über ein sehr geringes finanzielles Vermögen verfügen.

Tabelle 10.1 **Beteiligung der privaten Haushalte an Vermögenswerten**
In Prozent

Vermögensvariable	Kanada	Finnland	Deutschland[1]	Italien	Norwegen	Schweden	Ver. Königreich	Verein. Staaten	Verein. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
	Alle Vermögenswerte wie erfasst								
Nichtfinanz. Vermögenswerte	64	68	43	72	72	57	70	65	70
Wohneigentum (Hauptwohnsitz)	60	64	40	69	64	53	69	64	68
Immobilienanlagen	16	27	12	22	30	14	8	–	17
Finanzielle Vermögenswerte	90	92	49	81	99	79	80	83	91
Einlagenkonten	88	91	–	81	99	59	76	82	91
Anleihen	14	3	–	14	–	16	–	–	19
Aktien	11	33	–	10	22	36	–	30	21
Investmentfonds	14	3	–	13	38	58	–	–	18
Verbindlichkeiten									
davon:	68	52	32	22	80	70	59	68	75
Mit Wohneigentum besicherte Verbindlichkeiten	41	28	–	10	–	–	39	–	46
	Vermögenswerte und Verbindlichkeiten nur dann erfasst, wenn diese 2 500 Euro übersteigen								
Nichtfinanz. Vermögenswerte	64	68	43	72	72	–	70	65	70
Finanzielle Vermögenswerte	48	53	49	70	70	–	58	56	60
Gesamtverschuldung	58	45	32	17	74	–	49	59	65

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423818502548

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen ausschließt. Die Daten sind haushaltsgewichtet.

1. Die meisten finanziellen Vermögenswerte und Verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, sind nur für Werte erfasst, die 2 500 Euro übersteigen.

Quelle: LWS-Datenbank.

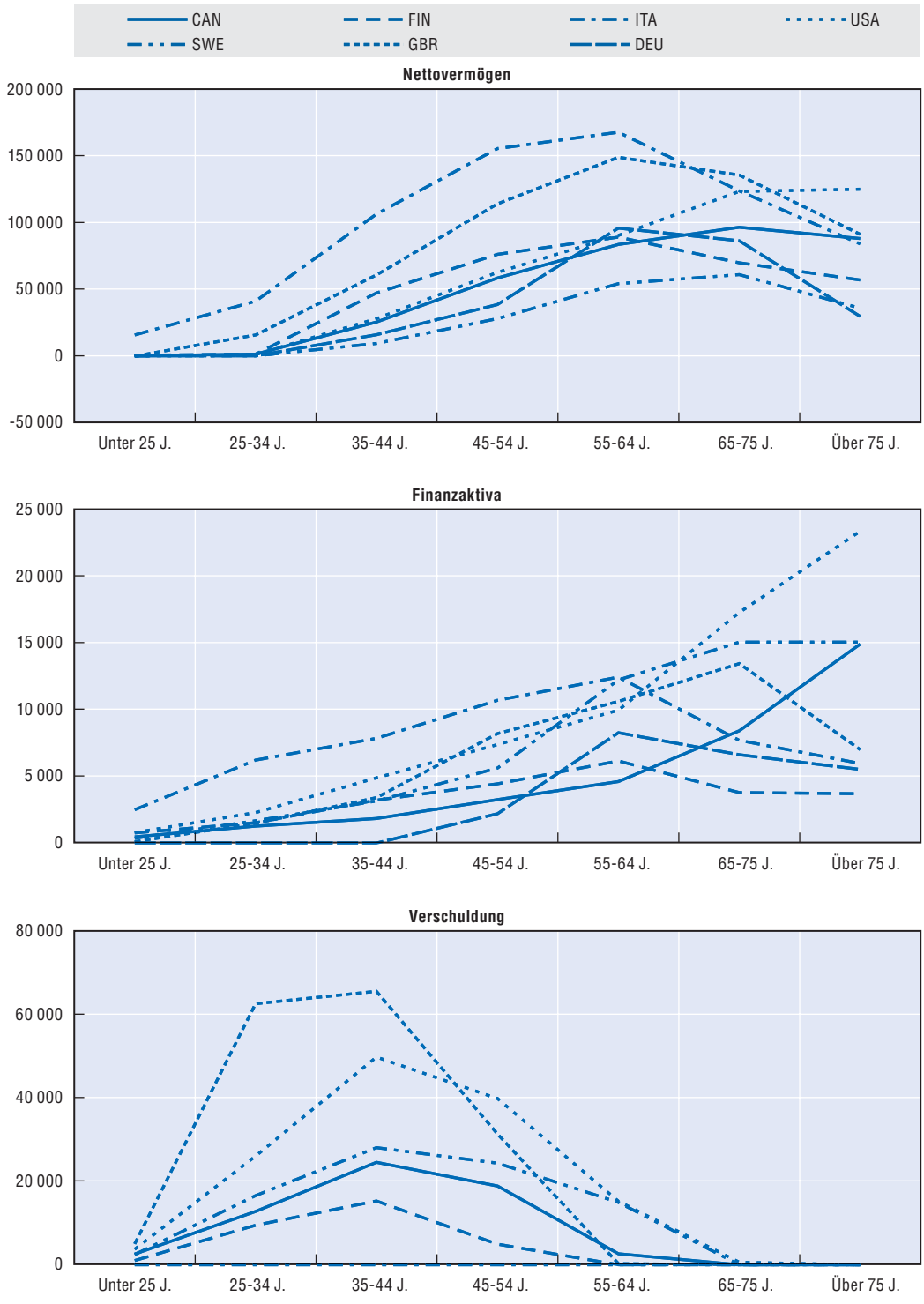
Aus Tabelle 10.2 gehen erhebliche Unterschiede bei der Portfoliostruktur hervor[9]. Die Vereinigten Staaten weisen die größte Präferenz für finanzielles Vermögen auf: etwa 35% der gesamten Vermögenswerte, von denen über zwei Drittel in riskanten Instrumenten wie Aktien und offenen Investmentfonds gehalten werden. Schweden und Kanada folgen mit Anteilen von 28% bzw. 22%. Finanzinstrumente machen in Finnland und Italien nur 15-16% der gesamten Vermögenswerte aus. Wohneigentum (Hauptwohnsitz) stellt in allen Ländern 60% oder mehr des Werts der gesamten Vermögenswerte dar, mit Ausnahme der Vereinigten Staaten, wo er knapp 50% ausmacht. Das Verhältnis der Schulden zu den gesamten Vermögenswerten reicht von dem sehr niedrigen Wert von 4% in Italien bis 35% in Schweden. Der Vergleich der in der LWS gemessenen Portfoliostruktur der privaten Haushalte mit der aus den aggregierten Daten ermittelten Struktur stellt ein wichtiges Thema für die künftige Forschung dar.

Verteilung der Vermögenswerte nach dem Alter des Haushaltsvorstands

In Abbildung 10.1 sind die Profile der Medianvermögensbestände anhand von finanziellem Vermögen, Wohneigentum (Hauptwohnsitz), Verbindlichkeiten und positiven Nettovermögen nach dem Alter des Haushaltsvorstands dargestellt[10]. Diese Profile weisen in den meisten Ländern – wenn auch bei unterschiedlichen Nettovermögensniveaus – ein glockenförmiges Muster auf. Junge Menschen besitzen weniger, Personen mittleren Alters am meisten und die Älteren besitzen weniger als die Personen mittleren Alters, aber mehr als die jungen Menschen. Die reichsten jungen Menschen finden sich in Italien, doch ist ihr Anteil an der Bevölkerung gering, was darauf hindeutet, dass lediglich Personen mit einem ausreichenden Vermögen ihr Elternhaus verlassen. In den Vereinigten Staaten, Kanada, dem Vereinigten Königreich und Italien sind Haushalte mit älteren Vorständen ebenfalls relativ gut situiert. Im Bereich finanzielles Vermögen variieren die Muster bei Personen ab 50 Jahren deutlich. In allen Ländern haben junge Menschen geringe Schulden, während Personen der Altersgruppe 35-44 Jahre die höchsten Verbindlichkeiten aufweisen.

Abbildung 10.1 **Medianvermögensbestände nach Alter des Haushaltsvorstands**

Werte in US-Dollar von 2002



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423777577518

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen ausschließt. Die Daten sind haushaltsgewichtet. Im Fall Deutschlands sind die meisten Finanzaktiva und -verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, nur für Werte über 2 500 Euro erfasst.

Quelle: LWS-Datenbank.

Tabelle 10.2 **Portfoliostruktur der privaten Haushalte**
In Prozent der Gesamtaktiva

Vermögensvariable	Kanada	Finnland	Deutschland[1]	Italien	Norwegen[2]	Schweden	Ver. Königreich	Verein. Staaten	Verein. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
Nichtfinanzielle Vermögenswerte	78	84	87	85	–	72	83	67	62
Wohneigentum (Hauptwohnsitz)	64	64	64	68	–	61	74	52	45
Immobilienanlagen	13	20	22	17	–	11	9	14	17
Finanzielle Vermögenswerte	22	16	13	15	–	28	17	33	38
Einlagenkonten	9	10	–	8	–	11	9	10	10
Anleihen	1	0	–	3	–	2	–	–	4
Aktien	7	6	–	1	–	6	–	23	15
Investmentfonds	5	1	–	3	–	9	–	–	9
Gesamtaktiva	100	100	100	100	–	100	100	100	100
Verbindlichkeiten	26	16	23	4	–	35	21	22	21
davon:									
Mit Wohneigentum besicherte Verbindlichkeiten	22	11	–	2	–	–	18	–	18
Nettovermögen	74	84	77	96	–	65	79	78	79

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423848344772

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen ausschließt. Die Daten sind haushaltsgewichtet. Die Anteile sind als Quotienten der Mittelwerte berechnet. Differenzen in den Summen durch Runden der Zahlen.

1. Die meisten finanziellen Vermögenswerte und Verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, sind nur für Werte erfasst, die 2 500 Euro übersteigen.
2. Zahlen nicht ausgewiesen, da die Bewertung von Immobilien auf Besteuerungsgrundlage und von Verbindlichkeiten zu Marktpreisen eine erhebliche Inkonsistenz verursacht (die meisten Haushalte verfügen sogar über ein negatives Nettovermögen).

Quelle: LWS-Datenbank.

Erwartungsgemäß ist die Verschuldung bei den älteren Altersgruppen gering: Über die Hälfte der älteren Personen ist sogar in allen Ländern schuldenfrei. In Deutschland und Italien weist über die Hälfte der Haushalte aller Altersgruppen keine Schulden auf[11].

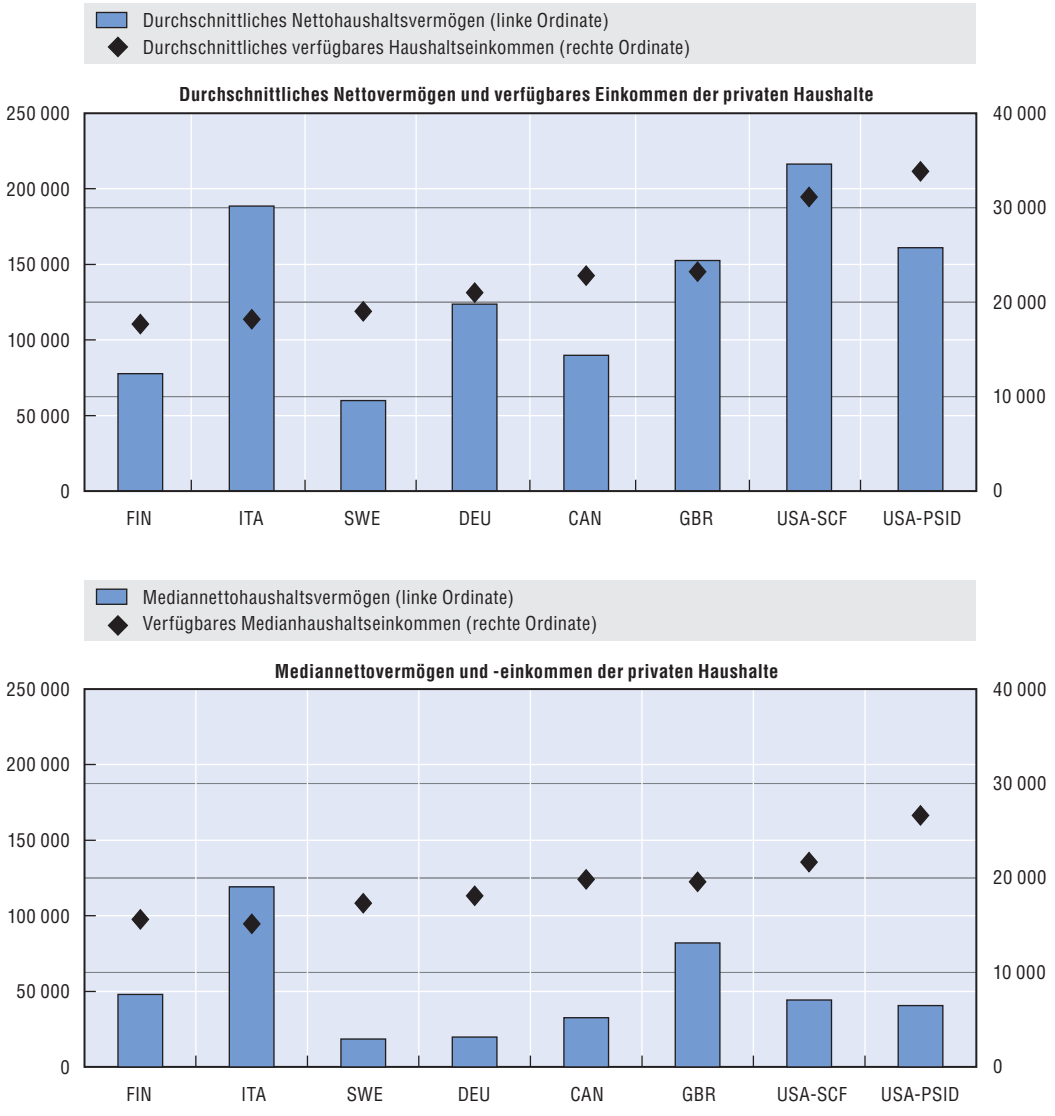
Länderrangfolge nach Nettovermögen und Vermögensungleichheit

Abbildung 10.2 basiert auf der umfassendsten Version des LWS-Vermögens, wobei die Werte in internationalen US-Dollar von 2002 auf der Grundlage von durch die OECD geschätzten Kaufkraftparitäten und Verbraucherpreisindizes ausgedrückt sind. Die Schätzungen ergeben, dass die Länderrangfolge zwischen Nettovermögen und verfügbarem Haushaltseinkommen differiert und es ebenfalls von Bedeutung ist, welcher Zentralwert der Vermögensverteilung (d.h. Mittelwert oder Median) gewählt wird. In Bezug auf das verfügbare mittlere und das Mediannettohaushaltseinkommen gleichermaßen sind die Vereinigten Staaten das reichste Land, gefolgt von Kanada und dem Vereinigten Königreich, dann Deutschland und Schweden und schließlich Finnland und Italien. Die Länderrangfolge sieht ganz anders aus, wenn das Nettohaushaltsvermögen zu Grunde gelegt wird. Die Vereinigten Staaten sowie Italien sind die reichsten Länder in Bezug auf das mittlere Nettovermögen, und Schweden sowie Finnland die ärmsten. Bei Betrachtung des Mediannettovermögens fallen die Vereinigten Staaten in den mittleren Bereich zurück und werden von Finnland sowie dem Vereinigten Königreich übertroffen. Italien und das Vereinigte Königreich weisen das mit Abstand höchste Mediannettovermögen auf, es beträgt nahezu das Doppelte der entsprechenden Werte für die anderen Länder.

Die LWS-Datenbank wirft auch ein neues Licht auf die Unterschiede bei der Vermögenskonzentration zwischen den Ländern. Es sind nur sehr wenige internationale Vergleiche der Vermögensverteilung auf der Grundlage von Mikrodaten vorhanden, die zur Berücksichtigung von Definitionsunterschieden umstrukturiert wurden. Während Kessler und Wolff (1991), Klevmarken et al. (2003) sowie Faiella und Neri (2004) zu den wenigen Beispielen für bilaterale Vergleiche zählen, stellt das LWS-Projekt den ersten Versuch dar, derartige Vergleiche auf mehr als zwei Länder auszuweiten. Tabelle 10.3 zeigt eine Statistik zur Verteilung des Nettovermögens in sieben

Abbildung 10.2 **LWS-Länderrangfolgen nach Durchschnitts- und Mediannettovermögen und -einkommen**

Werte in US-Dollar von 2002



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423813102862

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge nach dem durchschnittlichen verfügbaren Haushaltseinkommen dargestellt. Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen ausschließt. Die Daten sind haushaltsgewichtet. Die Werte sind auf der Grundlage von Kaufkraftparitäten und Verbraucherpreisindizes in US-Dollar von 2002 ausgedrückt.

Quelle: LWS-Datenbank.

Ländern. Die oben erwähnten Einschränkungen dürfen nicht außer Acht gelassen werden: Insbesondere das in der deutschen Erhebung umgesetzte Bottom-Coding dürfte zur Überzeichnung der gemessenen Ungleichheit beitragen. Mehrere Muster treten zu Tage:

- Schweden weist den höchsten Gini-Index des Nettovermögens der privaten Haushalte aus. Die Vereinigten Staaten, Deutschland und Kanada folgen in dieser Reihenfolge. Finnland, das Vereinigte Königreich und Italien weisen eine gleichmäßigere Verteilung des Nettovermögens auf.

- Rechnerisch beruht ein Teil der Erklärung für die sehr hohe Ungleichheit bei den Vermögenswerten in Schweden auf dem sehr hohen Anteil von schwedischen Haushalten mit keinem oder negativem Nettovermögen (32% gegenüber höchstens 23% in den anderen Ländern mit Ausnahme Deutschlands, dessen Wert durch das Bottom-Coding überzeichnet ist).
- Bei Berücksichtigung des Anteils der von den obersten Bevölkerungsperzentilen gehaltenen Nettovermögen gehen die Vereinigten Staaten wieder in Führung: Das reichste 1% der US-amerikanischen Haushalte verfügt laut dem SCF über 33% des gesamten Vermögens, bzw. laut dem PSID über 25%, und die nächsten 4% besitzen weitere 25%[12]. Diese Anteile sind wesentlich höher als in allen anderen Ländern einschließlich Schwedens.

Das Ausmaß zu verstehen, in dem diese Ergebnisse durch die verschiedenen Messverfahren bzw. die unterschiedlichen Vermögensdefinitionen beeinflusst werden, ist für die künftige LWS-Forschung ein wichtiges Anliegen. So könnte etwa die Zuordnung von Rentenansprüchen als Vermögenswert für Schweden von größerer Bedeutung sein, was zu einer wesentlich größeren Gleichheit führen dürfte als in Tabelle 10.3 ausgewiesen[13].

Tabelle 10.3 **Verteilung des Nettovermögens der privaten Haushalte**[1]

In Prozent

Statistik	Kanada	Finnland	Deutschland[2]	Italien	Norwegen[3]	Schweden	Ver. Königreich	Ver. Staaten	Ver. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
	Anteil der Personen (in %)								
Positives Nettovermögen	77	83	63	89	–	68	82	77	77
Kein Nettovermögen	3	2	29	7	–	5	6	8	4
Negatives Nettovermögen	20	15	9	3	–	27	11	16	19
	Anteil am Gesamtvermögen (in %)								
Oberste 10%	53	45	55	42	–	58	45	64	71
Oberste 5%	37	31	38	29	–	41	30	49	58
Oberstes 1%	15	13	16	11	–	18	10	25	33
	Vermögensungleichheit								
Gini-Index	0.75	0.68	0.8	0.61	–	0.89	0.66	0.81	0.84

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423884073432

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen ausschließt. Die Daten sind haushaltsgewichtet.

1. Zahlen nicht ausgewiesen, da über 60% der Nettovermögenswerte fehlen.
2. Die meisten finanziellen Vermögenswerte und Verbindlichkeiten, die nicht mit Wohnungsbau in Zusammenhang stehen, sind nur für Werte erfasst, die 2 500 Euro übersteigen.
3. Zahlen nicht ausgewiesen, da die Bewertung von Immobilien auf Besteuerungsgrundlage und von Verbindlichkeiten zu Marktpreisen eine erhebliche Inkonsistenz verursacht (die meisten Haushalte verfügen sogar über ein negatives Nettovermögen).

Quelle: LWS-Datenbank.

Gemeinsame Muster bei Einkommens- und Vermögensungleichheit[14]

Die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen ist aus einer Reihe von Gründen von Bedeutung. Erstens erlauben sowohl Einkommen als auch Vermögen es Personen und Haushalten, ihren Konsum zu finanzieren. Zweitens kann es bei vielen Politikmaßnahmen – etwa Unterstützung für Ältere – sein, dass manche Personen zwar ein niedriges Einkommen beziehen, jedoch gleichfalls über Vermögen verfügen, das zur Finanzierung des Konsums herangezogen werden könnte. Drittens erfordert die Beurteilung der Effekte von Bedürftigkeitsprüfungen auf Leistungsansprüche und -inanspruchnahme oftmals die Berücksichtigung sowohl der Einkommen als auch der Vermögensbestände der potenziellen Leistungsempfänger. Allgemeiner gesagt: Je höher die Korrelation zwischen Einkommen und Vermögen, desto höher auch der Grad der „dauerhaften" Ungleichheit beim potenziellen Konsum auf Grund des Einkommens oder Vermögens.

Die gemeinsame Verteilung von Einkommen und Vermögen mit einiger Genauigkeit zu untersuchen, erfordert eine besondere Auswahl der Datensätze und Bearbeitungsverfahren. Dieser Abschnitt konzentriert sich auf fünf Länder und sechs Datensätze (zwei für die Vereinigten Staaten auf Grund des Over-Sampling beim SCF). Folgende Einkommens- und Vermögensdefinitionen für die fünf hier analysierten Länder liegen zu Grunde:

- Einkommen bezieht sich auf das anhand der Quadratwurzel der Haushaltsgröße (e = 0,5) als Äquivalenzskala gewichtete verfügbare Haushaltseinkommen. Die Einkommensdefinition in der LWS ist der in der LIS verwendeten sehr ähnlich, jedoch etwas stärker aggregiert. Personen werden als von Einkommensarmut betroffen betrachtet, wenn ihr Einkommen nach derselben Äquivalenzskala weniger als die Hälfte des Medianeinkommens beträgt.
- Die Vermögensdefinition schließt Betriebsvermögen in sonstige nichtfinanzielle Vermögenswerte ein („Nettovermögen 2“ in der LWS-Typologie). Dieselbe Äquivalenzskala (e = 0,5) wird sowohl für Einkommen als auch für Vermögen verwendet. In der Praxis macht die Wahl der Äquivalenzskala im Ergebnis kaum einen Unterschied (Sierminska et al., 2006b).

Auf Grund dieser Definition des Nettovermögens ist die Anzahl der hier berücksichtigten Länder geringer als bei Ausschluss der Betriebsvermögen (d.h. fünf Länder und sechs Datensätze, Anhangstabelle 10.A1.2)[15]. Die Länderdaten werden anhand der von der OECD veröffentlichten KKP für den persönlichen Verbrauch von 2002 in US-Dollar konvertiert; nationale Preisdeflatoren für den persönlichen Verbrauch wurden verwendet, um die nationalen Währungen in Preisen von 2002 auszudrücken.

Vermögensbestände aller Personen und der von Einkommensarmut Betroffenen

Tabelle 10.4 zeigt für alle Personen sowie für die von Einkommensarmut Betroffenen jeweils den Anteil, der ein positives Vermögen verschiedener Art aufweist (linker Teil), sowie die Werte für diverse Vermögensaggregate (Nettovermögen, finanzielles Vermögen, nichtfinanzielles Vermögen und Verbindlichkeiten, rechter Teil)[16]. Daraus geht hervor, dass die Mehrzahl der Haushalte, einschließlich der armen Haushalte, über ein gewisses Nettovermögen verfügt. Das durchschnittliche Nettovermögen der von Einkommensarmut Betroffenen ist positiv, liegt jedoch offensichtlich deutlich unter dem der Gesamtbevölkerung. Die von Einkommensarmut betroffenen Personen verfügen über ein geringes finanzielles Vermögen – im Durchschnitt unter 8 812 US-$, mit Ausnahme des US-SCF, wo der Wert bei 26 678 US-$ liegt (auf Grund einer kleinen Anzahl von Ausreißern, siehe unten). Zwischen 30% und 60% der von Einkommensarmut Betroffenen besitzen nichtfinanzielles Vermögen (Wohneigentum oder Unternehmen), die Werte betragen jedoch im Durchschnitt 25 000-50 000 US-$. Die Durchschnittsverschuldung der unter Armut Leidenden übersteigt ihr finanzielles Vermögen in drei Ländern (Kanada, Deutschland und Schweden) und beträgt in Italien weniger als 2 000 US-$. Die Verschuldung der von Armut Betroffenen ist auch in beiden Datensätzen für die Vereinigten Staaten erheblich.

Aus Tabelle 10.5 geht die Streuung der Nettovermögen, Vermögenswerte und Verbindlichkeiten sowohl für die Gesamtbevölkerung als auch für die als von Einkommensarmut betroffenen eingestuften Personen hervor; eine Messgröße für diese Streuung ergibt sich aus dem Vergleich der Werte verschiedener Vermögensaggregate für diejenigen am oberen Ende der Verteilung (90. Perzentil) und am Median. In allen Fällen tritt Asymmetrie zu Tage. Dem linken Teil zufolge verfügen 89% der von Einkommensarmut betroffenen Personen (diejenigen unterhalb des 90. Perzentils) in allen Ländern mit Ausnahme Schwedens (wo das 90. Perzentil bei 27 000 US-$ liegt) über finanzielles Vermögen von unter 8 440 US-$. Das finanzielle Medianvermögen der unter Einkommensarmut leidenden Personen beträgt in allen Ländern unter 500 US-$. Das Nettovermögen des 90. Perzentils der von Einkommensarmut Betroffenen ist zwar in den meisten Ländern relativ hoch (47 000-125 000 US-$), nimmt jedoch überwiegend die Form nichtfinanzieller Vermögenswerte an (Wohneigentum und Unternehmen). Demgegenüber ist das Nettovermögen der Personen mit einem beim „Armutsmedian“ liegenden Einkommen niedrig und liegt unter 121 US-$, mit Ausnahme Italiens (wo der Wert vollständig im Wohneigentum enthalten ist). Für die Personen mit einem beim „Armutsmedian“ liegenden Einkommen beträgt der ausgewiesene Wert

Tabelle 10.4 **Anteil mit positivem Nettovermögen und mittlere Bestände an Vermögen und Verbindlichkeiten, alle Personen und Einkommensarme**

US-Dollar von 2002, in KKP

	Nettovermögen	Finanz. Vermögenswerte	Nichtfinanz. Vermögenswerte	Verbindlichkeiten		Nettovermögen	Finanz. Vermögenswerte	Nichtfinanz. Vermögenswerte	Verbindlichkeiten
	A. Anteil mit positiven Beträgen					*B. Durchschnittsbetrag*			
Kanada					Kanada				
Alle Personen	80.1	89.9	75.1	75.1	Alle Personen	59 557	13 574	63 716	17 733
Einkommensarme	58.8	76.2	40.1	61.1	Einkommensarme	23 737	4 610	26 585	7 458
Deutschland					Deutschland				
Alle Personen	67.2	49.7	52.7	41.1	Alle Personen	83 063	10 870	92 206	20 013
Einkommensarme	38.5	19.3	29.5	19.4	Einkommensarme	31 174	2 229	35 203	6 257
Italien					Italien				
Alle Personen	90.7	82.4	77.0	23.0	Alle Personen	112 506	14 666	100 719	2 879
Einkommensarme	70.3	45.0	62.0	17.6	Einkommensarme	51 947	1 972	51 634	1 659
Schweden					Schweden				
Alle Personen	70.5	83.1	66.6	79.4	Alle Personen	43 000	15 808	48 761	21 569
Einkommensarme	48.6	62.4	33.1	66.9	Einkommensarme	20 863	8 801	25 383	13 321
Ver. Staaten (PSID)					Ver. Staaten (PSID)				
Alle Personen	78.0	83.1	71.5	73.0	Alle Personen	104 075	36 249	94 027	26 200
Einkommensarme	52.4	52.2	41.8	48.8	Einkommensarme	21 784	8 238	20 956	7 410
Ver. Staaten (SCF)					Ver. Staaten (SCF)				
Alle Personen	77.0	91.3	73.3	81.5	Alle Personen	120 553	42 058	109 180	30 685
Einkommensarme	54.9	70.0	43.2	63.4	Einkommensarme	75 452	26 678	59 359	10 585

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424003453262

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen einschließt.
Quelle: Luxemburger Vermögensstudie.

der Verbindlichkeiten in Deutschland, Italien und in der US-PSID-Stichprobe null; in allen anderen Ländern übersteigt der Wert der Verbindlichkeiten den Wert des finanziellen und des Nettovermögens (Teil B).

In Tabelle 10.6 sind einige Basismessgrößen der Vermögensungleichheit für die Gesamtbevölkerung und für die von Einkommensarmut betroffenen Personen abgebildet. Mehrere Muster treten zu Tage. Erstens sind die Gini-Koeffizienten des Nettohaushaltsvermögens sehr hoch (deutlich über den für das Haushaltseinkommen ausgewiesenen). Zweitens ist die Vermögensungleichheit bei den Armen bedeutend höher als bei der Gesamtbevölkerung, sie liegt in allen Ländern bei zumindest einer Maßeinheit. Abschließend sind die Gini-Koeffizienten des Nettovermögens und des finanziellen Vermögens in den Vereinigten Staaten höher als in jedem anderen Land, sowohl für die Armen als auch für die Gesamtbevölkerung. Die Schätzungen für das nichtfinanzielle Vermögen und die Verbindlichkeiten ähneln sich im Ländervergleich stärker.

Deskriptive Ergebnisse zur gemeinsamen Verteilung des Nettovermögens und des verfügbaren Einkommens

Betrachtet man nach dem Bereich der Einkommensarmut die Gesamtverteilung der Einkommen und Vermögen, fällt der Frage der Vergleichbarkeit am oberen Ende der Verteilung entscheidende Bedeutung zu. Wie bereits festgestellt, erfasst der US-SCF in den Vereinigten Staaten die größere Anzahl an Vermögenswerten, und er gilt als beste Vermögenserhebung der Welt. Um eine Korrektur für eine „allzu gute“ Erhebung vorzunehmen, werden in diesem Abschnitt die Daten aus dem US-SCF, nicht jedoch aus anderen Datensätzen um das oberste 1% gestutzt[17].

Die Grundmuster des Einkommens und der (Netto-)Vermögensbestände sind in Abbildung 10.3 dargestellt. Die Daten beziehen sich auf Quartilsgruppen (QG) des Einkommens sowie des Vermögens, die zu einem Vier-mal-vier-Raster angeordnet wurden. Die Punkte zeigen den jeweiligen

Tabelle 10.5 **Werte der Aktiva und Passiva für Personen an verschiedenen Punkten der Verteilung, alle Personen und Einkommensarme**

US-Dollar von 2002, in KKP

	Nettovermögen	Finanz. Vermögenswerte	Nichtfinanz. Vermögenswerte	Verbindlichkeiten		Nettovermögen	Finanz. Vermögenswerte	Nichtfinanz. Vermögenswerte	Verbindlichkeiten
	A. Personen im 90. Perzentil					*B. Personen am Median*			
Kanada					Kanada				
Alle Personen	139 613	24 620	130 209	48 711	Alle Personen	20 866	1 214	40 230	6 940
Einkommensarme	75 521	6 132	78 850	22 662	Einkommensarme	121	93	-	546
Deutschland					Deutschland				
Alle Personen	196 282	26 285	209 067	58 943	Alle Personen	20 610	-	24 136	-
Einkommensarme	93 722	6 076	109 011	17 984	Einkommensarme	-	-	-	-
Italien					Italien				
Alle Personen	252 736	29 631	227 927	7 203	Alle Personen	64 934	3 924	61 031	-
Einkommensarme	125 360	4 562	127 776	2 113	Einkommensarme	19 718	-	19 701	-
Schweden					Schweden				
Alle Personen	121 202	37 979	118 261	51 411	Alle Personen	15 325	3 493	27 384	11 374
Einkommensarme	79 928	27 093	78 570	31 625	Einkommensarme	-	463	-	2 451
Ver. Staaten (PSID)					Ver. Staaten (PSID)				
Alle Personen	218 016	60 940	187 899	71 097	Alle Personen	20 657	1 877	43 790	10 871
Einkommensarme	47 800	3 886	59 030	22 310	Einkommensarme	65	7	-	-
Ver. Staaten (SCF)					Ver. Staaten (SCF)				
Alle Personen	249 347	72 730	211 260	73 698	Alle Personen	21 735	2 609	44 086	13 602
Einkommensarme	76 175	8 440	81 529	26 455	Einkommensarme	110	91	-	453

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424063118134

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen einschließt.
Quelle: Luxemburger Vermögensstudie.

Anteil der Personen in einer gegebenen Einkommens- und Vermögensquartilszelle. Als Beispiel kann die unterste Quartilsgruppe der Einkommen wie des Vermögens (die Ecke oben links in Abb. 10.3) der obersten Quartilsgruppe beider Verteilungen (Ecke unten rechts) gegenübergestellt werden. Die Vereinigten Staaten ragen im Vergleich zu den anderen Ländern heraus, da sie sowohl den höchsten Anteil an Niedrigeinkommensbeziehern aufweisen, die zugleich dem untersten Vermögensquartil angehören, als auch den höchsten Anteil an Hocheinkommensbeziehern im obersten Vermögensquartil.

Aus Abbildung 10.3 geht eine Reihe von weiteren Mustern hervor:

- Erstens ist die Konzentration der Personen mit den höchsten Einkommen in der Zelle für das höchste Vermögen in den Vereinigten Staaten (fast 15% in beiden Datensätzen) am höchsten und in Kanada am niedrigsten (etwa 11%).
- Zweitens ist die Verteilung der Personen, die zu dem dritten und zweiten Vermögensquartil zählen, für die verschiedenen Einkommensgruppen in allen Ländern bemerkenswert ähnlich (mit Ausnahme Deutschlands für Vermögens-QG2).
- Drittens nimmt der Anteil der Personen in den beiden obersten Vermögensquartilen mit steigendem Einkommen einheitlich zu (von Einkommens-QG1 bis Einkommens-QG3 für Personen, die der Vermögens-QG3 angehören, und von Einkommens-QG1 bis Einkommens-QG4 für diejenigen, die der Vermögens-QG4 angehören). Dies zeigt an, dass die Einkommens- und Vermögenspositionen positiv korreliert sind.
- Viertens verfügen wenige Personen, die ein niedriges Einkommen beziehen, über ein hohes Vermögen; der Anteil der Personen, die dem untersten Einkommensquartil (Einkommens-QG1) und zugleich dem obersten Vermögensquartil (Vermögens-QG4) angehören, ist in Schweden am höchsten, liegt jedoch selbst hier deutlich unter 5%.

Tabelle 10.6 **Gini-Koeffizient des Nettovermögens der privaten Haushalte, alle Personen und Einkommensarme**

Gini-Koeffizient	Nettovermögen	Finanzielle Vermögenswerte	Nichtfinanzielle Vermögenswerte	Verbindlichkeiten
Kanada				
Alle Personen	0.67	0.87	0.63	0.66
Einkommensarme	0.78	0.92	0.82	0.81
Deutschland				
Alle Personen	0.73	0.82	0.75	0.84
Einkommensarme	0.84	0.92	0.84	0.92
Italien				
Alle Personen	0.60	0.77	0.61	0.91
Einkommensarme	0.70	0.84	0.72	0.95
Schweden				
Alle Personen	0.62	0.78	0.66	0.65
Einkommensarme	0.69	0.82	0.86	0.78
Vereinigte Staaten (PSID)				
Alle Personen	0.77	0.89	0.70	0.67
Einkommensarme	0.86	0.97	0.82	0.83
Vereinigte Staaten (SCF)				
Alle Personen	0.77	0.89	0.73	0.66
Einkommensarme	0.92	0.98	0.90	0.86

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424105231277

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen einschließt.

Quelle: Luxemburger Vermögensstudie.

- Am anderen Ende des Spektrums verfügen Hocheinkommensbezieher schließlich selten über ein geringes Vermögen; Schweden weist wiederum den höchsten Anteil an Personen in der Einkommens-QG4 auf, die zugleich der Vermögens-QG1 angehören.

Die einfache Schlussfolgerung besteht darin, dass Einkommen und Vermögen in den meisten Ländern korreliert sind, diese Korrelation jedoch nicht perfekt ist. Die höchsten Korrelationen scheinen am oberen Ende der Einkommens- und Vermögensskala (Einkommens-QG4 und Vermögens-QG4, rechte untere Ecke) vorzuliegen, doch selbst hier ist keine vollständige Überschneidung gegeben.

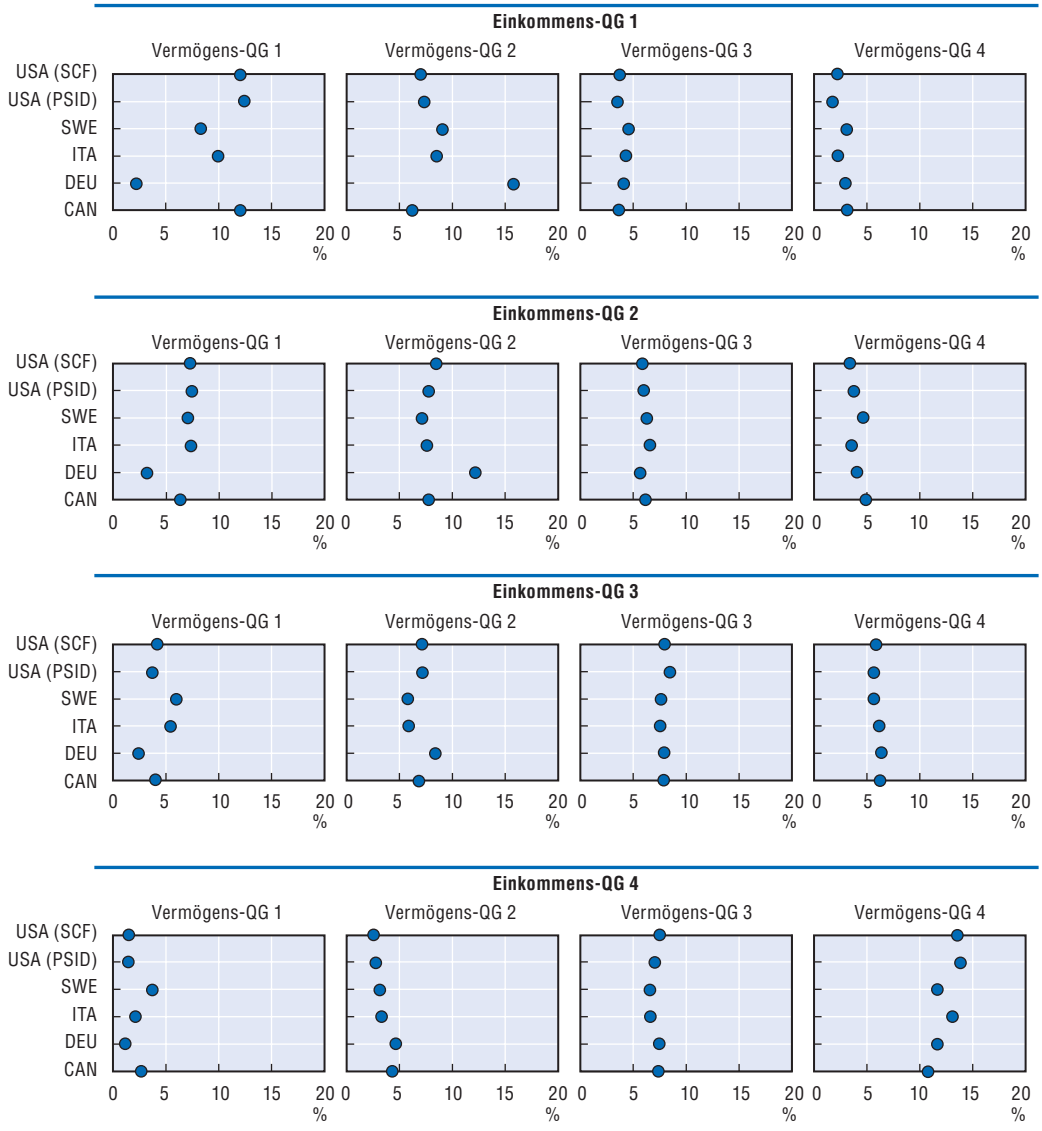
Determinanten des verfügbaren Haushalteinkommens und des Nettovermögens

Eine Untersuchung der gemeinsamen Verteilung von Einkommen und Vermögen anhand der Anteile der Personen, die auf den verschiedenen Niveaus der (Rand-)Verteilungen angesiedelt sind, ist zwar informativ, der beobachtete Zusammenhang zwischen Einkommen und Vermögen wird jedoch teilweise durch die Tatsache erklärt, dass die mit einem hohen Einkommen verbundenen Merkmale – ein hoher Bildungsstand etwa – gleichzeitig mit dem Besitz eines hohen Vermögens verbunden sind. Unterschiede im Grad dieses Zusammenhangs zwischen den Ländern sind wahrscheinlich sowohl durch Differenzen bei den Merkmalen vermögender Personen begründet als auch durch Unterschiede in der Art und Weise, wie diese Merkmale mit Vermögen und Einkommen verbunden sind.

Um diesen Aspekt eingehender zu untersuchen, werden in diesem Abschnitt die Muster des verfügbaren Einkommens und des Nettovermögens unter Berücksichtigung verschiedener Merkmale betrachtet. Dies erfolgt durch Schätzung einfacher bivariater Regressionen des verfügbaren Einkommens und des Nettovermögens der privaten Haushalte unter Verwendung des *Alters* des Haushaltsvorstands (vier Gruppen, Alter unter 30 Jahren ausgelassen), des *Bildungsstands* des Haushaltsvorstands (drei Stufen, unterste Stufe ausgelassen) und des *Haushaltstyps* (fünf Typen, kinderlose Paare ausgelassen) als Kovariaten. Dies erlaubt einen Blick sowohl auf die Beziehung zwischen dem Durchschnittsvermögen und den Haushaltsmerkmalen als auch auf den Vergleich der

Abbildung 10.3 **Quartilsgruppen nach Einkommen und Vermögen**

Anteil von Personen in jedem Einkommensquartil, die zu den verschiedenen Quartilen der Vermögensverteilung gehören



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423815213564

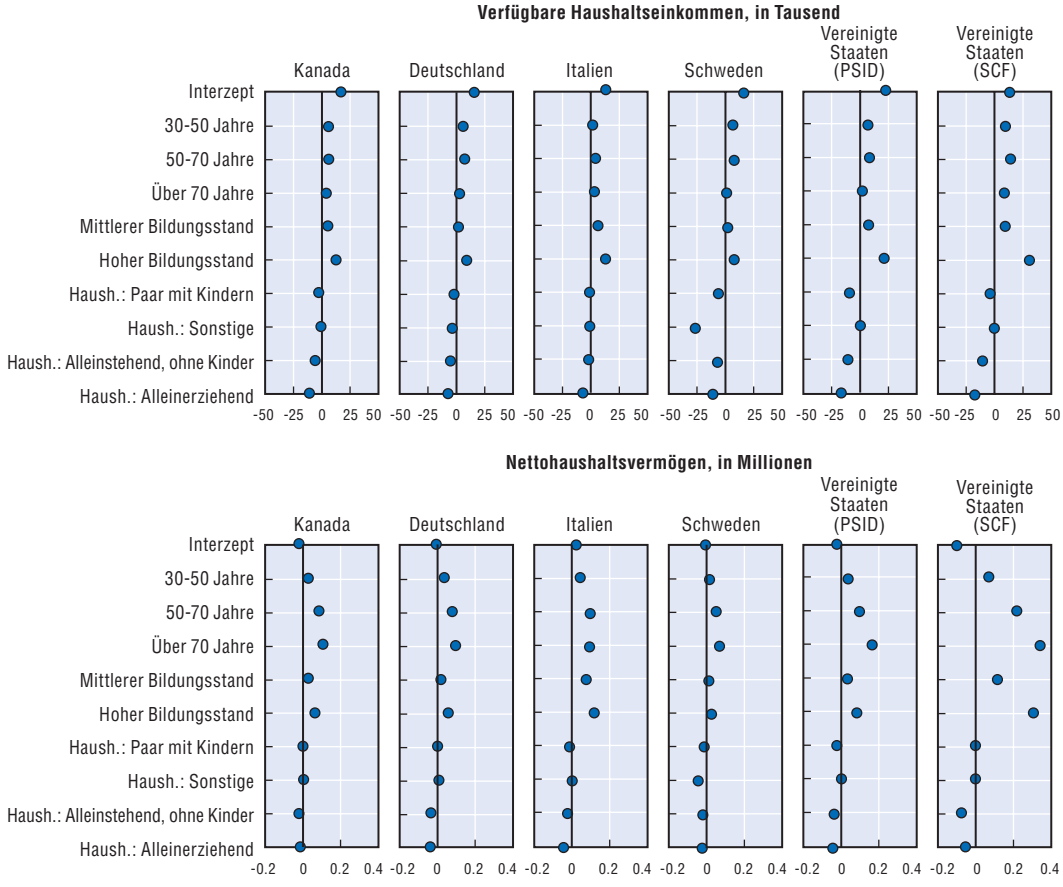
Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen einschließt. Für jedes Einkommensquartil beträgt die Summe der Werte in den verschiedenen Vermögensquartilen 25%.

Quelle: Luxemburger Vermögensstudie.

gemeinsamen Verteilung (nach Alter, Bildungsstand und Haushaltstyp) zwischen den einzelnen Ländern. Abbildung 10.4 zeigt die Regressionsergebnisse für die Einkommens- und Vermögensmuster: Die Modelle werden in Stufen geschätzt und in US-Dollar zu KKP gemessen, so dass die Koeffizienten in absoluter Rechnung interpretiert werden können. Die Ergebnisse stellen *keinen* Versuch dar, ein Kausalmodell für das verfügbare Einkommen und das Nettovermögen anzubieten – ein Kausalmodell für diese beiden Elemente würde in der Tat zumindest Längsschnittdaten erfordern. Sie weisen jedoch entsprechend der von den verschiedenen Merkmalen erfassten Varianz des verfügbaren Einkommens und des Nettovermögens gewisse Muster auf (weitere Befunde aus dieser Regressionsanalyse finden sich bei Jäntti et al., 2008).

Abbildung 10.4 **Ergebnisse der die durchschnittlichen verfügbaren Haushaltseinkommen und Nettohaushaltsvermögen beschreibenden Regressionen**

Geschätzte Koeffizienten und Konfidenzintervalle



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/423816145285

Anmerkung: Die Aufstellungen basieren auf einer Definition des Haushaltsvermögens, die Betriebsvermögen einschließt.
Quelle: Luxemburger Vermögensstudie.

Zu den Hauptmustern aus dieser Analyse zählen:

- Die Berechnungen für das verfügbare Haushaltseinkommen zeigen, dass alleinerziehende Eltern weniger gut verdienen und Bildung sich positiv auf die Einkommen auswirkt, insbesondere in der SCF-Stichprobe für die Vereinigten Staaten. Die Einkommen der Haushaltsvorstände der Altersgruppe 50-70 Jahre fallen am höchsten aus, während sie in den Altersgruppen 30-50 Jahre und ab 70 Jahre niedriger sind. Die Ergebnisse deuten ebenfalls darauf hin, dass ein gegebenes Merkmal in den Vereinigten Staaten in stärkerem Maße als anderswo mit Einkommensunterschieden verbunden ist. So ist etwa ein hoher Bildungsstand in den Vereinigten Staaten mit einem Nettoeinkommensvorteil in Höhe von 30 433 US-$ verbunden, der in den anderen Ländern jedoch höchstens von rd. 13 000 US-$ beträgt.
- Die Nettovermögensregressionen weisen eher geringe demografische Effekte auf, jedoch starke Effekte nach Alter (ältere Personen besitzen ein größeres Vermögen) und Bildungsstand (ein höherer Bildungsstand und ein höheres Nettovermögen sind positiv korreliert), wobei die stärksten Effekte erneut in den Vereinigten Staaten auftreten.
- Der Anteil der Varianz nach Alter, Bildungsstand und Haushaltsmerkmalen ist weder beim Einkommen noch beim Vermögen besonders hoch. Knapp 40% der Varianz beim Nettovermögen wird in Schweden erfasst, wo die Verteilung unter den betrachteten Ländern am

gleichmäßigsten ist (Atkinson, Rainwater und Smeeding, 1995; Brandolini und Smeeding, 2005), während die durch diese drei Determinanten erklärte Einkommensvarianz in den anderen Ländern zwischen 20% und 25% beträgt.

- In den Vermögensregressionen erklären Bildungsstand, Alter und Haushaltsstruktur zwischen 10% und 20% der Varianz. Die Tatsache, dass der durch die verschiedenen Merkmale erklärte Varianzanteil beim Vermögen geringer ausfällt als beim Einkommen ist darauf zurückzuführen, dass wir über die Zusammenhänge in Bezug auf die Vermögensschöpfung weniger wissen, obwohl es Gründe dafür gibt anzunehmen, dass intergenerative Transfers einen bedeutenden Faktor darstellen (vgl. Kapitel 8).
- Selbst nach Berücksichtigung dieser Faktoren bleibt eine beträchtliche Korrelation zwischen Vermögen und Einkommen auf Personenebene bestehen. Diese Korrelation ist in der SCF-Stichprobe für die Vereinigten Staaten besonders hoch, wo sie 0,50 übersteigt, während sie in den anderen Datensätzen, einschließlich der PSID-Stichprobe für die Vereinigten Staaten, zwischen 0,27 und 0,36 schwankt.

Schlussbetrachtungen

Die Luxemburger Vermögensstudie ermöglicht den Vergleich von Nettovermögen und seinen Bestandteilen zwischen den einzelnen Ländern. Obwohl die Vergleichbarkeit nicht so groß wie erwünscht ist, treten zwei Hauptmuster zu Tage:

- Erstens bestehen bei den Mustern der Vermögensbestände sowohl Unterschiede als auch Ähnlichkeiten. Wohneigentum macht in allen Ländern einen großen Teil des Nettovermögens aus. Der Anteil des finanziellen Vermögens ist ebenfalls hoch, wenngleich von einem Land zum anderen erhebliche Unterschiede bestehen. Italien zeichnet sich durch einen sehr niedrigen Schuldenstand und das Vorhandensein weniger Haushalte mit negativem Nettovermögen aus. Die Ergebnisse für die Vereinigten Staaten fallen etwas unterschiedlich aus, je nachdem ob die Analyse auf dem SCF oder dem PSID basiert. Dies deutet darauf hin, dass das Erhebungsdesign von großer Bedeutung ist. Es ist zurzeit nicht möglich festzustellen, ob die beobachteten Unterschiede zwischen den Ländern aus solchen technischen Differenzen herrühren.
- Zweitens sind Nettovermögen und verfügbare Einkommen hoch, jedoch nicht perfekt korreliert. Viele Personen, die als von Einkommensarmut betroffen eingestuft werden, verfügen über bestimmte Vermögenswerte, obwohl die Verbreitung und Höhe ihrer Vermögensbestände deutlich unter denen der Gesamtbevölkerung liegen, wohingegen das finanzielle Vermögen der Personen mit einem beim „Armutsmedian“ liegenden Einkommen in allen berücksichtigten Ländern unerheblich ist. Der positive Zusammenhang zwischen dem verfügbaren Einkommen und dem Nettovermögen ist z.T. mit Haushaltsmerkmalen wie Alter und Bildungsstand verbunden, eine positive Korrelation bleibt aber selbst nach Bereinigung um diese Faktoren bestehen.

Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass Einkommen zwar weiterhin ein entscheidender Faktor für die Gestaltung von Lebensbedingungen und sozialen Maßnahmen ist, jedoch nicht den einzigen Faktor darstellt, der für die Bestimmung der den Haushalten zur Verfügung stehenden Mittel von Bedeutung ist. Die Korrelation zwischen Vermögen und Einkommen ist hoch, doch bei weitem nicht perfekt. Insbesondere die Tatsache, dass Vermögenswerte – auch bei den von Einkommensarmut Betroffenen – eine höhere Konzentration aufweisen als Einkommen, hat Auswirkungen auf Wohlfahrtssysteme, die sich auf Bedürftigkeitsprüfungen stützen. All dies unterstreicht neuerlich die Notwendigkeit eines einheitlichen Rahmens für die Erhebung von Daten zum Haushaltsvermögen: Verbesserte Vergleichbarkeit kann nur durch eine stärkere Ex-ante-Standardisierung der Messinstrumente erreicht werden.

Anmerkungen

1. In der Einleitung einer Essaysammlung über Haushaltsportfolios in fünf Ländern bezeichnen Guiso et al. (2002) die Definitionen sogar als Eingangsproblem und machen den Leser darauf aufmerksam, dass die besonderen Merkmale und Probleme jeder Erhebung beim Versuch des Datenvergleichs zwischen den einzelnen Ländern berücksichtigt werden sollten. Ebenso schließen Davies und Shorrocks (2000) ihre umfangreiche Erhebung zur Vermögensverteilung mit dem Hinweis ab, dass die Annahme eines einheitlichen Rahmens in verschiedenen Ländern entsprechend den für die Einkommensverteilung entwickelten Regelungen den Spielraum für vergleichende Studien verbessern würde. Beide Erwägungen sollten hier im Auge behalten werden.

2. Eine jüngste Datenerhebung zur Vermögensungleichheit in neun Ländern Anfang dieses Jahrzehnts zeigt, dass nicht etwa die Vereinigten Staaten, sondern Schweden die Rangliste anführt (Brandolini, 2006). Dieser Befund steht nicht nur zu den auf den Einkommen basierenden Informationen im Widerspruch, sondern auch zu früheren Befunden. Gemäß den von Davies und Shorrocks (2000) für elf Länder zusammengetragenen Daten zählte die Vermögensungleichheit Mitte der 1980er Jahre in Schweden zu den niedrigsten und in den Vereinigten Staaten zu den höchsten. Spiegeln diese Unterschiede in der Rangliste echte Veränderungen in den 1990er Jahren wider oder vielmehr eine statistische Verzerrung? Die Ergebnisse von Klevmarken et al. (2003), die für die 1980er und 1990er Jahre eine viel höhere Vermögensungleichheit in den Vereinigten Staaten als in Schweden ausweisen, lassen auf Letzteres schließen. Klevmarken (2006) berichtet ebenfalls, dass die Ungleichheit bei den Nettovermögen im Jahr 2003 gemäß den Befunden aus dem Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) – einem internationalen Projekt zur Erhebung von vornherein standardisierter Daten über die Lebensbedingungen und den Gesundheitsstatus von in Haushalten mit mindestens einem Mitglied im Alter ab 50 Jahre lebenden Personen – in Schweden leicht unter dem Durchschnitt lag und niedriger als in Deutschland, Frankreich und Italien war. Diese Ergebnisse verdeutlichen eindringlich, dass wir uns gründlich darüber klar werden müssen, in welchem Maße die Daten überhaupt vergleichbar sind, ehe wir länderübergreifende Vergleiche anstellen und die Gründe für unterschiedliche Muster untersuchen.

3. In den ersten LWS-Arbeitsdokumenten wurden die Hauptmerkmale der LWS sowie einige vorläufige Ergebnisse beschrieben (z.B. Sierminska et al., 2006a und 2006b, *www.lisproject.org/publications/lwswpapers.htm*). Andere Dokumente jüngeren Datums auf derselben Website gehen auf Merkmale von Personen (Mediannettovermögen) nach Alter, Geschlecht und Bildungsstand ein. In einigen dieser Dokumente liegt ein besonderer Schwerpunkt auf den wirtschaftlichen Bedingungen für ältere Personen sowohl im Hinblick auf das Einkommen als auch auf Vermögenswerte, wobei betrachtet wird, wie die Kombination der Ressourcen im Rentenalter mit den Merkmalen des jeweiligen Systems der sozialen Sicherung variiert (Gornick et al., 2006).

4. Der US-SCF stellt die mit Abstand detaillierteste Erhebung in der LWS-Datenbank dar: So werden z.B. Girokonten zunächst in Haupt- und Nebenkonten eingeteilt und dann entsprechend der Art der Bank unterschieden, bei der sie geführt werden.

5. Die vollständige Dokumentation der Merkmale jeder Erhebung stellt einen wichtigen Bestandteil des LWS-Archivs dar. Die LWS-Dokumentation weist ebenfalls aus, welche dieser Unterschiede zwischen den ursprünglichen Erhebungen während des Harmonisierungsprozesses korrigiert wurden und bei welchen dies nicht geschehen ist. Vgl. *www.lisproject.org/lwstechdoc.htm* wegen weiterer Informationen zu diesen Besonderheiten.

6. Für Näheres zu diesen Unterschieden und den Bemühungen, diese zu beheben, vgl. Jäntti et al. (2008).

7. Demgegenüber sind die LWS-Einkommensdaten nahezu identisch mit den in den LIS-Einkommenserhebungen verfügbaren Einkommensmessgrößen (Niskanen, 2007). Dies dürfte nicht überraschen, da die Daten – im Fall Deutschlands, Italiens und Schwedens – aus denselben Erhebungen stammen. Die LWS-Einkommensdaten sind zwar stärker aggregiert als die LIS-Daten, bei den erstgenannten ist es jedoch nach wie vor möglich, in allen LWS-Erhebungen einheitlich zwischen Markt- und verfügbaren Einkommen zu unterscheiden.

8. Die in diesem Abschnitt (ebenso wie in Anhang 10.A1) verwendeten Daten sind der vorläufigen (β-)Version der LWS-Datenbank entnommen.

9. Für Norwegen werden auf Grund der Inkonsistenz, die sich aus der Bewertung von Immobilien auf der Besteuerungsgrundlage und Verbindlichkeiten zu Marktpreisen ergibt, keine Zahlen ausgewiesen; außerdem sind die Daten für Deutschland durch die Nichterfassung geringer Bestände an finanziellen Aktiva und Verbindlichkeiten verzerrt.

10. Da die Muster der Vermögensansammlung über den Lebenszyklus variieren, ist es ebenfalls nützlich, die demografische Struktur für jedes Land abzubilden (Tabelle 10.A1.5). Die durchschnittliche Haushaltsgröße reicht von 1,96 Personen in Schweden bis 2,65 Personen in Italien. Italien ragt auch heraus als das Land mit dem am deutlichsten ausgeprägten Alterungsprozess, gefolgt vom Vereinigten Königreich, von Deutschland und Schweden, während der im Durchschnitt jüngste Haushaltsvorstand in Kanada zu finden ist.

11. Die Profile des Anteils der Personen in den verschiedenen Altersgruppen, die unterschiedliche Formen von Vermögenswerten und Verbindlichkeiten besitzen (hier nicht dargestellt) differieren im Ländervergleich ebenfalls. Italien ragt erneut als Ausreißer heraus. Einerseits scheinen sich die Unterschiede zwischen den Generationen voneinander abzuheben, da die Glockenform der Verschuldung und des Wohneigentums wesentlich flacher als in den anderen Ländern ist. Andererseits sind die geringe Neigung zur Schuldenaufnahme und der parallel dazu hohe Anteil der Personen mit positivem Nettovermögen, der für den Durchschnitt bereits festgestellt wurde, allen Altersgruppen gemein. Norwegen und Finnland weisen eine bemerkenswerte Verbreitung des finanziellen Vermögens in allen Kohorten auf, einschließlich der jungen Bevölkerung. In Deutschland und Schweden ist der Anteil der Wohneigentümer tendenziell niedriger als in den anderen Ländern, was insbesondere auf die Älteren zutrifft.

12. Die Überrepräsentation der Vermögenden im US-SCF, nicht jedoch im US-PSID ist ein plausibler Grund für die Differenz bei den geschätzten Anteilen der reichsten Haushalte.

13. Zur Messung von Rentenvermögen vgl. Brugiavini et al. (2005).

14. Dieser Abschnitt basiert auf der α-Version (d.h. der öffentlich zugänglichen Version) der LWS-Datenbank.

15. Bei der Untersuchung der gemeinsamen Verteilung von Einkommen und Vermögen liegt der Fokus auf dem Nettovermögen und den verfügbaren Haushaltseinkommen. Die Analyse bezieht sich sowohl auf die vollständigen Datensätze als auch auf die „gestutzten" Datensätze, bei denen das oberste 1% und das unterste 1% jedes Datensatzes für Einkommen und Vermögen „abgeschnitten" wird, um die Vergleichbarkeit zu verbessern. Für weitere Informationen über die betreffenden methodologischen Fragen wie gestutzte Datensätze, Stichprobengröße, besondere Stichprobenauswahl, Imputationen für Item-Non-Response und den Umgang mit Unterschieden bei den Erhebungsverfahren, vgl. Jäntti et al. (2008).

16. Auf Grund der Auslassung der Werte für die Einheiten mit finanziellem Vermögen unter 2 500 Euro sind die Zahlen für Deutschland nach unten hin verzerrt.

17. Wegen weiterer Informationen über den Effekt des Stutzens von Daten auf die Datenvergleichbarkeit, insbesondere im Hinblick auf Deutschland (mit der Auslassung von finanziellem Vermögen unter 2 500 Euro), Schweden (wo eine hohe Nettoverschuldung das Ergebnis von Steuergesetzen zu sein scheint, die das Halten von Verbindlichkeiten fördern) und Italien (wo eine niedrige Nettoverschuldung die hohe Konzentration auf Wohneigentum widerzuspiegeln scheint), vgl. Jäntti et al. (2008).

Literaturverzeichnis

Aizcorbe, A., A. Kennickell und K. Moore (2003), "Recent Changes in the US Family Finances: Evidence from the 1998 and 2001 Survey of Consumer Finances", Federal Reserve Bulletin, Januar.

Antoniewicz, R., R. Bonci, A. Generale, G. Marchese, A. Neri, K. Maser und P. O'Hagan (2005), "Household Wealth: Comparing Micro and Macro Data in Canada, Italy and the United States", Arbeitsdokument für die LWS-Arbeitstagung "Construction and Usage of Comparable Microdata on Wealth: the LWS", Banca d'Italia, Perugia, Italien, 27.-29. Januar.

Atkinson, A.B. und A.J. Harrison (1978), *Distribution of Personal Wealth in Britain,* Cambridge University Press, Cambridge.

Atkinson A.B., L. Rainwater und T.M. Smeeding (1995), *Income Distribution in OECD Countries,* OECD, Paris.

Banks, J., Z. Smith und M. Wakefield (2002), "The Distribution of Financial Wealth in the UK: Evidence from 2000 BHPS Data", Institute for Fiscal Studies, *Working Paper,* No. 02/21, November.

Bičáková, A. und E. Sierminska (2007), "Homeownership Inequality and the Access to Credit Markets. Can Credit Availability Explain Cross-country Differences in the Inequality of Homeownership across Income of Young Households?", *Luxembourg Wealth Study Working Paper,* No. 5, Dezember.

Board of Governors of the Federal Reserve System (2006), *Flow of Funds Accounts of the United States. Flows and Outstandings. First Quarter 2006*. Washington, D.C., verfügbar unter *www.federalreserve.gov/releases/z1/20060608/z1/pdf*.

Brandolini, A. (2006), "The Distribution of Wealth in Germany and Sweden: Discussion of the Papers by Stein and Klevmarken", in G. Chaloupek und T. Zotter (Hrsg.), *Steigende wirtschaftliche Ungleichheit bei steigendem Reichtum?*, Tagung der Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, LexisNexis Verlag ARD Orac., Wien.

Brandolini, A. und T.M. Smeeding (2005), "Inequality Patterns in Western Democracies: Cross-Country Differences and Time Changes", Arbeitsdokument für die Konferenz "Democracy, Inequality and Representation: Europe in Comparative Perspective", Maxwell School, Syracuse University, Syracuse, 6.-7. Mai.

Brandolini, A., L. Cannari, G. D'Alessio und I. Faiella (2006), "Household Wealth Distribution in Italy in the 1990s", erscheint demnächst in E.N. Wolff (Hrsg.), *International Perspectives on Household Wealth*. Cheltenham: Edward Elgar, auch verfügbar in Banca d'Italia, Temi di discussione, No. 530, Dezember 2004.

Brugiavini, A., K. Maser und A. Sundén (2005), "Measuring Pension Wealth", Arbeitsdokument für die LWS-Arbeitstagung "Construction and Usage of Comparable Microdata on Wealth: the LWS", Banca d'Italia, Perugia, Italien, 27.-29. Januar.

Campbell, J.Y (2006), "Household Finance". National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, No. 12149, März.

Davies, J.B. und A.F. Shorrocks (2000), "The Distribution of Wealth", in A.B. Atkinson und F. Bourguignon (Hrsg.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, Amsterdam .

Expert Group on Household Income Statistics – The Canberra Group (2001), *Final Report and Recommendations*, The Canberra Group, Ottawa.

Eurostat (2006), *Financial Accounts,* verfügbar unter *http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136173,0_45570701&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=ExpandTree&open=/economy/fina/fina_st&product=EU_economy_finance&nodeid=36598&vindex=5&level=3&portletid=39994106_QUEENPORTLET_92281242&scrollto=0.*

Faiella, I. und A. Neri (2004), "La ricchezza delle famiglie italiane e americane", Banca d'Italia, Temi di discussione, No. 501, Juni.

Gornick, J.C., T. Munzi, E. Sierminska und T.M. Smeeding (2006), "Older Women's Income and Wealth Packages: The Five-Legged Stool in Cross-National Perspective", *Luxembourg Wealth Study Working Paper*, No. 3, November.

Guiso, L., M. Haliassos und T. Jappelli (2002), "Introduction", in L. Guiso, M. Haliassos und T. Jappelli (Hrsg.), *Household Portfolios*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Harding, T., H.O. Aa. Solheim und A. Benedictow (2004), "House Ownership and Taxes", Statistics Norway, Research Department, *Discussion Papers,* No. 395, November.

Jäntti, M., E. Sierminska und T. Smeeding (2008), "The Joint Distribution of Household Income and Wealth: Evidence from the Luxembourg Wealth Study", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 65, OECD, Paris.

Kennickell, A.B. (2000), "Wealth Measurement in the Survey of Consumer Finances: Methodology and Directions for Future Research", Board of Governors of the Federal Reserve Board, *SCF Working Paper,* Mai.

Kessler, D. und E.N. Wolff (1991), "A Comparative Analysis of Household Wealth Patterns in France and the United States", *Review of Income and Wealth*, Vol. 37.

Klevmarken, A. (2006), "The Distribution of Wealth in Sweden: Trends and Driving Factors", in G. Chaloupek und T. Zotter (Hrsg.), *Steigende wirtschaftliche Ungleichheit bei steigendem Reichtum?*, Tagung der Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, LexisNexis Verlag ARD Orac., Wien.

Klevmarken, A., J. Lupton und F. Stafford (2003), "Wealth Dynamics in the 1980s and 1990s. Sweden and the United States", *Journal of Human Resources*, Vol. 38.

Niskanen E. (2007), "The Luxembourg Wealth Study: Technical Report on LWS Income Variables", Mimeo, *www.lisproject.org/lws/incomevariablereport.pdf.*

Office for National Statistics (2006), *United Kingdom National Accounts. The Blue Book 2006,* herausgegeben von J. Dye und J. Sosimi, Palgrave Macmillan, Basingstoke.

Sierminska, E. (2005), "The Luxembourg Wealth Study: A Progress Report", Arbeitsdokument für die LWS-Arbeitstagung "Construction and Usage of Comparable Microdata on Wealth: the LWS", Banca d'Italia, Perugia, Italien, 27.-29. Januar.

Sierminska, E., A. Brandolini und T.M. Smeeding (2006a), "Cross National Comparison of Income and Wealth Status in Retirement: First Results from the Luxembourg Wealth Study (LWS)", *Luxembourg Wealth Study Working Paper*, No. 2, August.

Sierminska, E., A. Brandolini und T.M. Smeeding (2006b), "Comparing Wealth Distribution across Rich Countries: First Results from the Luxembourg Wealth Study", *Luxembourg Wealth Study Working Paper*, No. 1, August.

Sierminska, E. und Y. Takhtamanova (2006), "Wealth Effects Out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons", *Luxembourg Wealth Study Working Paper,* No. 4, November.

Smeeding, T.M. (2004), "Twenty Years of Research on Income Inequality, Poverty, and Redistribution in the Developed World: Introduction and Overview", *Socio-Economic Review*, No. 2.

Statistics Canada (2006a), *Assets and Debts by Family Units, Including Employer-sponsored Registered Pension Plans, by Province,* verfügbar unter *www40.statcan.ca/l01/cst01/famil99k.htm?sdi=assets%20debts*.

Statistics Canada (2006b), *National Balance Sheet Accounts, Market Value, by Sectors, at Quarter End, Quarterly (dollars x 1,000,000),* verfügbar unter *http://cansim2.statcan.ca/cgi-win/cnsmcgi.exe?Lang=E&Accessible=1&ArrayId=V1074&ResultTemplate=CII\SNA___&RootDir=CII/&Interactive=1&OutFmt=HTML2D&Array_Retr=1&Dim=-#HERE.*

Statistics Sweden (2004), *Förmögenhetsstatistik 2002*.

ANHANG 10.A1

Merkmale der Luxemburger Vermögensstudie (LWS)

Dieser Anhang liefert Hintergrundinformationen zu einigen der Hauptmerkmale der für die LWS genutzten statistischen Quellen sowie Einzelheiten zu den verwendeten Definitionen. Er enthält auch summarische Statistiken über die Verteilung von Haushaltsvermögen in allen an der LWS teilnehmenden OECD-Ländern.

Eine synthetische Beurteilung der in der LWS-Datenbank enthaltenen Informationen ergibt sich aus dem Vergleich zwischen den LWS-basierten Schätzungen und den entsprechenden Aggregaten in den nationalen Vermögensausweisen für den Haushaltssektor (dem auch Organisationen ohne Erwerbszweck und Einzelunternehmen zugerechnet werden). Dieser Vergleich ist in Tabelle 10.A1.4 dargestellt, wo alle Variablen in Euro zu jeweiligen Preisen unter Zugrundelegung des durchschnittlichen Marktwechselkurses im betreffenden Jahr umgerechnet und in Pro-Kopf-Werten ausgedrückt sind, um Unterschiede in der Haushaltsgröße zu berücksichtigen. Die im Haupttext bereits erörterte Tabelle 10.A1.3 sucht aufzuzeigen, inwieweit die LWS das Konzept des Nettovermögens nach den nationalen Abgrenzungen erfasst. Hier konzentrieren wir uns auf eine andere Frage, nämlich die, inwiefern das Konzept des Nettovermögens, das die LWS verwendet, dem ähnlich definierten Konzept des Nettovermögens auf der Basis der Konten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung entspricht. Diese aggregierten Konten bieten einen natürlichen Vergleichsmaßstab zur Beurteilung der Qualität der LWS-Datenbank, ein genauer Vergleich würde jedoch akribische Arbeit erfordern, um die beiden Quellen miteinander in Einklang zu bringen, wie es Antoniewicz et al. (2005) eingehend erläutert haben. Das bescheidenere Ziel von Tabelle 10.A1.4 besteht darin, einen Überblick zu geben, wie das Bild, das sich aus den Daten der LWS ergibt, zu dem passt, das sich aus den nationalen Vermögensausweisen oder den finanziellen Konten ableiten lässt. Die LWS-Schätzungen scheinen nichtfinanzielles Vermögen und in geringerem Maße auch Verbindlichkeiten besser darzustellen als finanzielles Vermögen. In allen Ländern, für die aggregierte Informationen verfügbar sind, repräsentieren die LWS-Vermögensdaten zwischen 40% und 60% des aggregierten Vermögens. Anzumerken ist, dass nicht alle diese Diskrepanzen auf Unzulänglichkeiten bei den LWS-Daten zurückzuführen sind, da sie nicht nur Untererfassung bei den ursprünglichen Mikroquellen widerspiegeln, sondern auch die Nichtberücksichtigung einiger Posten in den LWS-Definitionen, um die Vergleichbarkeit zwischen den Ländern zu verbessern, sowie die unterschiedlichen Definitionen, die in Mikro- und Makroquellen verwendet wurden.

MEHR UNGLEICHHEIT TROTZ WACHSTUM? – ISBN 978-92-64-04912-3 – © OECD 2008

Tabelle 10.A1.1 **LWS-Erhebungen zur Vermögenssituation der Haushalte**

	Name	Institut	Vermögen im Jahr[1]	Einkommen im Jahr	Erhebungsart	Over-sampling der Vermögenden	Stichproben-umfang	Anzahl nicht fehlender Angaben zum Nettovermögen	Anzahl der Vermögens-positionen
Deutschland	Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin	2002	2001	Panelerhebung	Ja	12 692	12 129	9
Finnland	Household Wealth Survey (HWS)	Statistics Finland	Ende 1998	1998	Stichprobenerhebung	Nein	3 893	3 893	23
Italien	Survey of Household Income and Wealth (SHIW)	Italienische Zentralbank	Ende 2002	2002	Stichprobenerhebung (Panelgruppe)	Nein	8 011	8 010	34
Kanada	Survey of Financial Security (SFS)	Statistics Canada	1999	1998	Stichprobenerhebung	Ja	15 933	15 933	17
Norwegen	Income Distribution Survey (IDS)	Statistics Norway	Ende 2002	2002	Stichprobenerhebung plus Verwaltungsdaten	Nein	22 870	22 870	35
Österreich	Survey of Household Financial Wealth (SHFW)	Oesterreichische Nationalbank	2004	2004	Stichprobenerhebung	Nein			10
Schweden	Wealth Survey (HINK)	Statistics Sweden	Ende 2002	2002	Stichprobenerhebung plus Verwaltungsdaten	Nein	17 954	17 954	26
Ver. Königreich	British Household Panel Survey (BHPS)	ESRC	2000	2000	Panelerhebung	Nein	4 867[2]	4 185	7
Ver. Staaten	Panel Study of Income Dynamics (PSID)	Survey Research Center of the University of Michigan	2001	2000	Panelerhebung	Nein	7 406	7 071	14
	Survey of Consumer Finances (SCF)	Federal Reserve Board und U.S. Department of Treasury	2001	2000	Stichprobenerhebung	Ja	4 442[3]	4 442[3]	30

1. Die Werte beziehen sich auf den Zeitpunkt des Interviews, falls nicht anders angegeben.
2. Ursprüngliche Stichprobe der Erhebung. Der Stichprobenumfang kann auf 8 761 ansteigen, wenn keine Gewichtungen vorgenommen werden.
3. Die Daten werden als fünf aufeinanderfolgende Kopien für jeden Eintrag gespeichert, die nicht separat betrachtet werden sollten; somit enthält die eigentliche Stichprobe für die Nutzer 22 210 Beobachtungen. Die spezielle Stichprobe der Reichen umfasst 1 532 Haushalte.

Quelle: LWS-Datenbank.

Tabelle 10.A1.2 **Matrix der Vermögensklassifizierung in der LWS**

	LWS-Akronym	Kanada	Finnland	Deutschland	Italien	Norwegen	Schweden	Ver. Königreich	Ver. Staaten	Ver. Staaten
		SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
					Finanzielles Vermögen					
Insgesamt	TFA	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ
Einlagenkonten: Girokonten, Sparkonten und Einlagenzertifikate	DA	Y	Y		Y	Y	Y	Y[2]	Y	Y
Obligationen: Sparbriefe und andere Anleihen	TB	Y	Y		Y	Y	Y	Y		Y
Aktien	ST	Y	Y	Y[1]	Y		Y		Y	Y
Offene und andere Investmentfonds	TM	Y	Y		Y	Y	Y			Y
Lebensversicherungen	LI	–	Y		–	Y	–	Y[2]	Y[4]	Y
Sonstiges finanzielles Vermögen (ohne Rentenvermögen)	OFA	Y	Y	Y[3]	Y	Y	Y	–		Y
Rentenvermögen	PA	Y	Y		–	Y	–	–	Y	Y
					Nichtfinanzielles Vermögen					
Insgesamt	TNF	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ	Σ
Wohneigentum (Hauptwohnsitz)	PR	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Immobilienanlagen	IR	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y[6]	Y[7]	Y
Betriebsvermögen	BE	Y	–	Y[6]	Y	Y[6]	Y[6]		Y	Y
Fahrzeuge	VH	Y	Y	Y[8]	Y	Y	–	Y[9]	Y[9]	Y
Gebrauchsgüter und Sammlerobjekte	DRCL	Y	Y	Y	Y	Y	–	–	–	Y
Sonstiges nichtfinanzielles Vermögen	ONF		–	–	–	–	Y[5]	–	–	Y
					Verbindlichkeiten					
Insgesamt	TD	Σ	Σ	Σ	Σ	Y	Y	Σ	Σ	Σ
Immobilienbesicherte Verbindlichkeiten	HSD	Σ	Y	Σ	Y	–	Y[10]	Y	Σ	Σ
Hypothek auf den Hauptwohnsitz	MG	Y		Y		Y[11]	–		Y	Y
Sonstige Hypotheken	OMG	Y		Y			–		Y[7]	Y
Sonstige immobilienbesicherte Verbindlichkeiten (einschl. Kreditlinie)	OHSD	Y		–		Y	–		–	Y
Kfz-Kredite	VL	Y	Y	Y	Y	Y[11]	Y[10]	Y[9]	Y[9]	Y
Konsumentenkredite (einschl. Kreditkarten)	IL	Y			Y			Y[12]	Y	Y
Ausbildungsdarlehen	EL	Y	Y		–	Y	Y			Y
Sonstige Darlehen von Finanzinstitutionen	OL	Y	Y		–	Y	Y			Y

Anmerkung: "Y" steht für eine erfasste Position; "–" für eine nicht erfasste Position; "Σ" bedeutet, dass die Variable durch die Aggregation ihrer Komponenten ermittelt wird.

1. Außer Sichteinlagen. 2. DA und LI gemeinsam erfasst. 3. Nur gewisse Rentenvermögen inbegriffen. 4. Umfasst Sammlerobjekte und gewisse offene Fonds, die nicht unter TM geführt werden. 5. OFA und ONF gemeinsam erfasst. 6. Nur Unternehmensaktiva. 7. IR unter Abzug von OMG erfasst. 8. Wie bei der Welle von 2003 erfasst. 9. VH unter Abzug von VL erfasst. 10. HSD, VL und IL gemeinsam erfasst. 11. MG, OMG, VL und IL gemeinsam erfasst. 12. Schließt auch VL mit ein, was eine doppelte Zählung impliziert.

Quelle: LWS-Datenbank.

Tabelle 10.A1.3 **Gegenüberstellung des Nettovermögens nach der LWS und nach nationalen Konzepten**

Durchschnitte in Tausend (Landeswährungen)

	Kanada	Finnland	Italien	Schweden[1]	Ver. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SHIW 2002	HINK 2002	SCF 2001
Nettovermögen nach der LWS	103	69	154	538	213
+ Rentenvermögen	83	1	-	-	74
+ Sonstiges finanzielles Vermögen	3	2	0	25	3
+ Betriebsvermögen	27	-	24	80	75
+ Sonstiges nichtfinanzielles Vermögen	29	7	24	18	21
Bereinigtes Nettovermögen nach der LWS	244	80	201	660	396
Nettovermögen nach den nationalen Quellen	249	80	204	660	396

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424146383431

Anmerkung: Basierend auf Haushaltsgewichtungen.

1. Das bereinigte LWS-Nettovermögen lässt sonstige Verbindlichkeiten unberücksichtigt.

Quelle: LWS-Datenbank und Länderquellen (Statistics Canada, 2006a; Finnische Daten von Markku Säylä; Brandolini et al., 2004; Statistics Sweden, 2004; Aizcorbe, Kennickell und Moore, 2003).

Tabelle 10.A1.4 **Pro-Kopf-Vermögen der Haushalte nach der LWS-Datenbank und nach nationalen Vermögensausweisen**

Werte in Euro und Prozent

	Kanada	Finnland	Deutsch-land	Italien	Nor-wegen	Schweden	Ver. Königreich	Ver. Staaten	Ver. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
	LWS-Datenbank								
Nichtfinanzielles Vermögen	28 237	31 920	53 507	50 965	14 605	33 132	61 436	63 170	77 686
Finanzielles Vermögen	8 018	6 181	7 971	8 913	22 066	12 943	11 036	31 332	47 059
Verbindlichkeiten	9 577	6 032	11 202	2 590	29 561	16 159	13 572	20 857	26 707
Nettovermögen	26 678	32 069	50 276	57 288	7 110	29 916	58 901	73 646	98 037
	Nationaler Vermögensausweis (NBS)								
Nichtfinanzielles Vermögen	32 492	–	69 234	78 417	–	–	67 728	66 679	
Finanzielles Vermögen	51 157	20 317	44 731	48 780	42 268	40 927	87 199	123 768	
Verbindlichkeiten	13 813	7 147	18 750	7 089	33 629	16 577	20 471	31 003	
Nettovermögen	69 836	–	95 215	120 108	–	–	134 457	159 444	
	Verhältnis von LWS zu NBS								
Nichtfinanzielles Vermögen	87	–	77	65	–	–	91	95	117
Finanzielles Vermögen	16	30	18	18	52	32	13	25	38
Verbindlichkeiten	69	84	60	37	88	97	66	67	86
Nettovermögen	38	–	53	48	–	–	44	46	61

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424161176817

Anmerkung: Die LWS-Daten sind als Verhältnis zwischen Gesamtvermögen und Anzahl der Teilnehmer an den Erhebungen dargestellt. Es wurden Haushaltsgewichtungen vorgenommen. Die NBS-Daten werden ermittelt durch Division der Gesamtwerte für den Sektor „private Haushalte und Organisationen ohne Erwerbszweck" durch die Gesamtbevölkerung. Alle Werte sind in Euro zu laufenden Preisen auf der Grundlage des durchschnittlichen Marktwechselkurses in dem betreffenden Jahr ausgedrückt.

Quelle: LWS-Datenbank und Länderquellen (Eurostat 2006 für Finanzvermögen und -verbindlichkeiten der europäischen Länder; persönliche Mitteilung von Ulf von Kalckreuth, Brandolini et al., 2004, und jeweilige statistische Ämter, für nichtfinanzielles Vermögen 2006 in Deutschland, Italien und dem Vereinigten Königreich; Statistics Canada, 2006b; Board of Governors des Federal Reserve System, 2006).

Tabelle 10.A1.5 **Demografische Struktur auf der Basis der LWS-Daten**

Haushaltsmerkmale	Kanada	Finnland	Deutsch-land	Italien	Nor-wegen	Schweden	Ver. Königreich	Ver. Staaten	Ver. Staaten
	SFS 1999	HWS 1998	SOEP 2002	SHIW 2002	IDS 2002	HINK 2002	BHPS 2000	PSID 2001	SCF 2001
Durchschnittliche Haushaltsgröße	2.4	2.2	2.1	2.7	2.1	2.0	2.4	2.4	2.4
Durchschnittsalter der Haushaltsvorstände	47	49	52	55	49	51	53	48	49
Altersmäßige Zusammensetzung der Haushaltsvorstände (in %)									
24 Jahre oder darunter	5.9	7.3	3.7	0.7	7.2	6.6	3.8	5.3	5.6
25-34 Jahre	19.6	16.7	15.2	9.4	19.3	16.9	14.3	18.6	17.1
35-44 Jahre	24.7	20	20.6	21.5	19.4	17.7	19.3	22.2	22.3
45-54 Jahre	19.6	21	17.5	18.8	18	17.5	17.4	22.4	20.6
55-64 Jahre	11.9	13.8	16.5	16.9	14.1	16.6	14.9	12.5	13.3
65-74 Jahre	10.4	11.7	14.9	18.2	9.8	10.9	14	10.9	10.7
75 Jahre und darüber	7.9	9.5	11.6	14.5	12.2	13.8	16.3	8.1	10.4
Insgesamt	100	100	100	100	100	100	100	100	100

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424260847544

Anmerkung: Basierend auf Haushaltsgewichtungen.
Quelle: LWS-Datenbank

TEIL V

Resümee

TEIL V

Kapitel 11

Ungleichheit bei der Verteilung wirtschaftlicher Ressourcen: Wie hat sich die Ungleichheit entwickelt und welche Maßnahmen können die Regierungen ergreifen?*

Bessere Informationen über die Verteilung von monetären Einkommen und anderen Ressourcenarten in der Gesellschaft sind äußerst wichtig, um der wachsenden Besorgnis über Armut und Ungleichheit zu begegnen. Solche Informationen haben insofern Auswirkungen auf die staatliche Politik, als sie die Bedeutung nationaler Gegebenheiten für den Erfolg verschiedener Programme und Strategien unterstreichen. Da diese Daten Informationen über relativ homogene Gruppen innerhalb der Gesellschaft liefern, spielen sie auch eine wesentliche Rolle bei der Schließung der Lücke zwischen den amtlichen, auf makroökonomischen Aggregaten basierenden Statistiken zum gesamtwirtschaftlichen Einkommen und der subjektiven Wahrnehmung der individuellen Lebensbedingungen.

* Dieses Kapitel wurde von Michael Förster und Marco Mira d'Ercole, OECD-Abteilung Sozialpolitik, verfasst.

Einführung

Debatten über die Verteilung der Haushaltseinkommen werden häufig als wertbehaftet und ideologielastig empfunden, da sie sich mehr auf die vorgefassten Meinungen verschiedener Personen als auf harte Daten und Analysen gründen. Mit der im vorliegenden Bericht präsentierten Evidenz soll diesem Eindruck entgegengewirkt werden. Auch wenn verschiedene Menschen und Kulturen stets unterschiedlicher Ansicht darüber sein werden, wie breit die Einkommensverteilung gestreut sein sollte, geht es hier doch um eine Frage, die alle Gesellschaften beschäftigt. Die Art und Weise, wie sich die Ungleichheiten im Zeitverlauf entwickeln, ist eines der Kriterien, anhand dessen sämtliche staatliche Maßnahmen bewertet werden.

Dieses Kapitel zieht Bilanz über die Erkenntnisse, die aus den Schlussfolgerungen der vorangegangenen Kapitel des vorliegenden Berichts gewonnen werden können. Nach einer Erläuterung einiger der Gründe für die große Beachtung, die Fragen der Einkommensungleichheit in allen Ländern finden (Kasten 11.1), stützt sich das Kapitel auf die in den vorherigen Kapiteln dargelegte Evidenz, um die wichtigsten Merkmale der Verteilung der Haushaltseinkommen in den OECD-Ländern zusammenzufassen und einen Überblick über die diesbezügliche Rolle von demografischen Faktoren, Arbeitsmärkten und staatlicher Umverteilung zu geben. Im anschließenden Abschnitt wird erörtert, ob die alleinige Betrachtung der laufenden Einkommen ausreicht, um das zu untersuchen, was uns wirklich interessiert, nämlich die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen in den einzelnen Ländern. Daher werden einige der Hauptmuster beschrieben, die zu Tage treten, wenn andere Elemente als die monetären Einkommen betrachtet werden, wie die Bereitstellung von Sachleistungen durch den Staat, die Erhebung von Verbrauchsteuern, das Vermögen und die Konsumgewohnheiten der privaten Haushalte sowie dynamische Messgrößen der Entwicklung des individuellen Einkommens im Zeitverlauf und im intergenerativen Vergleich. Gestützt auf Erkenntnisse über die potenziellen Effekte der verschiedenen Strategien zur Armutsreduzierung in den einzelnen OECD-Ländern werden im letzten Abschnitt einige Konsequenzen der im vorliegenden Bericht dargelegten Evidenz für die Konzipierung wirksamerer Maßnahmen zur Bewältigung dieser Probleme der Verteilungsgerechtigkeit aufgezeigt.

Welches sind die wichtigsten Merkmale der Verteilung der Haushaltseinkommen in den OECD-Ländern?

Dieser Abschnitt fasst einige der wichtigsten Merkmale der Verteilung der (äquivalenzgewichteten) verfügbaren Haushaltseinkommen in den OECD-Ländern zusammen. Der Schwerpunkt liegt sowohl auf der Gesamtstruktur dieser Verteilung als auch auf den Entwicklungen am unteren Ende der Verteilung, wo ein größeres Armutsrisiko besteht.

Niveau der Einkommensungleichheit und der Armut in der Gesamtbevölkerung

Zwischen den einzelnen OECD-Ländern sind sowohl große als auch persistente Unterschiede in der Gesamtstruktur der Haushaltseinkommensverteilung zu beobachten. Der Gini-Koeffizient der Einkommensungleichheit ist in Mexiko doppelt so hoch wie in Dänemark, und diese Differenzen bleiben auch dann groß, wenn die OECD-Länder, die sich am unteren und oberen Ende der Rangliste befinden, aus der Analyse ausgeklammert werden (Abb. 11.1). Im Ländervergleich sind unabhängig von der angewandten Messgröße erhebliche Unterschiede beim Grad der Ungleichheit festzustellen, wobei die Länderrangfolge kaum durch die verwendete Messgröße beeinflusst wird. Auf Grund des kleinen Stichprobenumfangs, der Untererfassung bestimmter Einkommensarten, der Überrepräsentierung einiger demografischer Gruppen und der teilweise unterschiedlichen Darstellung der Verteilung der Haushaltseinkommen in verschiedenen statistischen Quellen ist die

Kasten 11.1 **Warum beschäftigen Einkommensungleichheiten die Menschen?**

Völlige Gleichheit der Verteilung von ökonomischen Ressourcen ist weder erreichbar noch wünschenswert. Manche Einkommensdisparitäten spiegeln einfach Unterschiede im Lebensstil und bei den Präferenzen wider und sind das Gegenstück stärkerer Anreize, zu arbeiten und zu sparen, die wiederum die Grundvoraussetzung für ein starkes Wirtschaftswachstum darstellen. Wegen dieser Zusammenhänge haben mehrere empirische Studien in den letzten Jahren die Auswirkungen größerer Einkommensungleichheiten auf das Wirtschaftswachstum untersucht. Leider sind die Ergebnisse der empirischen Forschung über diesen Trade-off wenig schlüssig. So folgerte eine OECD-Studie zu diesem Thema z.B., dass die Befunde zwar eher einen positiven Effekt einer breiteren Einkommensverteilung auf das Wirtschaftswachstum nahelegen, die Schätzungen insgesamt jedoch einen so geringen Teil der Unterschiede bei den BIP-Wachstumsraten zwischen den OECD-Ländern und im Zeitverlauf erklären, dass effektiv kaum gesicherte Aussagen gemacht werden können (Arjona et al., 2001).

Einkommensungleichheiten spielen aber noch aus anderen Gründen eine Rolle:

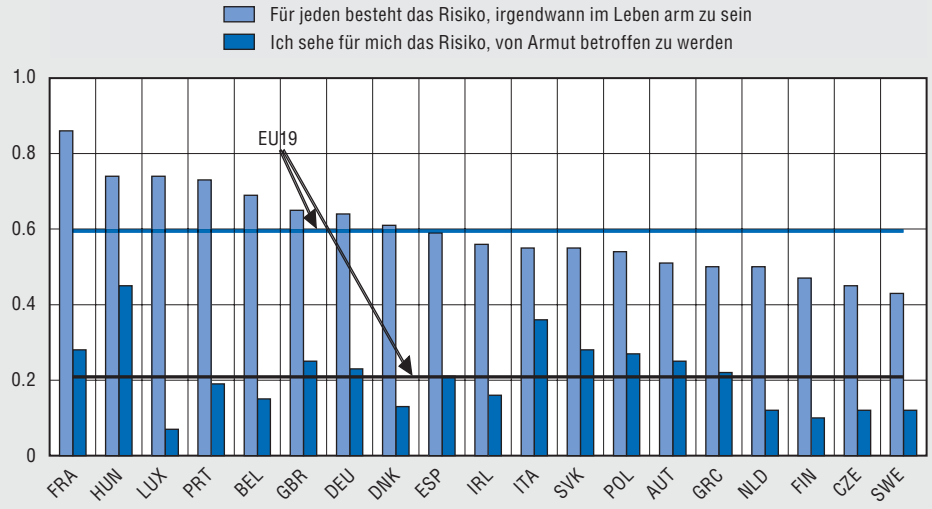
- Erstens *steht keine Gesellschaft den Verteilungsergebnissen einer Marktwirtschaft gleichgültig gegenüber*, und Unterschiede im Haushaltseinkommen sind die sichtbarste Erscheinungsform dieser Ergebnisse. Natürlich haben Wähler und politische Entscheidungsträger unterschiedliche Ansichten darüber, welche Bedeutung den Bedingungen der Menschen an verschiedenen Punkten der Verteilung beigemessen werden sollte, z.B. ob den Personen im „Median der Verteilung" besondere Aufmerksamkeit gelten oder ob den Einkommenszuwächsen der sehr reichen und der sehr armen Mitglieder der Gesellschaft gleiches Gewicht gegeben werden sollte. Wie auch immer darüber gedacht wird, sind Daten zum persönlichen und zum Familieneinkommen über das gesamte Spektrum der Verteilung erforderlich, um die Implikationen verschiedener Politiken und struktureller Faktoren herauszuarbeiten. Ein weiterer Grund, das Einkommen über die gesamte Verteilung zu betrachten, besteht darin, dass Einkommensunterschiede, wie sowohl psychologische als auch ökonomische Analysen dokumentieren, wirklich von Bedeutung sind: Jeder beurteilt seine eigene Lage im Vergleich zu der anderer (Boarini et al., 2006). Dies bedeutet, dass Informationen über das *relative* Einkommen für die Evaluierung der Lebensbedingungen der Menschen wesentlich sind, unabhängig von den jeweiligen Meinungen über „soziale Gerechtigkeit".
- Zweitens sind *Einkommensungleichheiten für die meisten Menschen in den OECD-Ländern tatsächlich ein wichtiges Thema*, und sie können auch ihre Meinung zu der Form der Einkommensverteilung artikulieren. Bei Beantwortung der Frage, ob die Einkommensunterschiede in ihrem Land „zu groß" oder „zu gering" sind, wählten die meisten Befragten in allen OECD-Ländern die erste Option, wobei es bezüglich des Umfangs dieser Gruppe allerdings große Unterschiede zwischen den Ländern gab[1]. Ebenso sprachen sich die meisten, wenn sie sich für eine bestimmte Form der Einkommensverteilung entscheiden sollten, eher für gleichmäßigere als für ungleichmäßigere Verteilungsformen aus, und bei Ersteren auch für solche mit größerer Ebenmäßigkeit sowohl am obersten als auch am untersten Ende der Verteilung (Kenworthy, 2007). Die Haushaltserhebungen lassen ferner erkennen, dass die unterschiedlichen Einstellungen zu Einkommensungleichheit und Armut in starkem Maße dadurch beeinflusst werden, worin die Betreffenden die Bestimmungsfaktoren für wirtschaftlichen Erfolg sehen, also ob sie glauben, dass hierfür hauptsächlich Faktoren maßgeblich sind, die außerhalb der Kontrolle der Einzelnen liegen, oder dass dies etwas mit den persönlichen Einstellungen gegenüber Arbeit und Risikobereitschaft zu tun hat (siehe Kasten 5.1). Zwar können die Vorstellungen von Ungleichheit manchmal unbegründet sein, zu einem besonders wichtigen Thema werden die Einkommensungleichheiten aber offenbar dann, wenn diese das Risiko erhöhen, irgendwann im Leben in Armut abzugleiten. In Europa teilten etwa 60% der Personen, die Ende 2006 befragt wurden, die Ansicht, dass für jeden das Risiko besteht, irgendwann im Leben arm zu sein, und über 20% sahen dieses Risiko für sich selbst (vgl. die nachstehende Abbildung). Sogar in den Vereinigten Staaten, wo (bis vor kurzem) ein im Vergleich zu anderen Ländern erheblich geringerer Anteil an Befragten die Einkommensunterschiede als „zu groß" einschätzte, schließen sich fast drei Viertel folgender Aussage an: „Heute stimmt es wirklich, dass die Reichen immer reicher und die Armen immer ärmer werden", wobei der Anteil der hier zustimmenden Personen seit 2002 um acht Punkte zugenommen hat, der höchste Stand seit den frühen 1990er Jahren[2].
- Drittens ist Folgendes festzuhalten: Selbst wenn Gemeinschaften Ungleichheiten im Vergleich zu sonstigen gesellschaftlichen Anliegen weniger Bedeutung beimessen, *kann die Reduzierung von Einkommensunterschieden für die Verwirklichung anderer Ziele wesentlich sein*. Eine höhere Einkommensungleichheit hat zahlreiche Auswirkungen, darunter eine stärkere politische Einflussnahme der Reichen, größere Unterschiede bei den Gesundheits- und Bildungsergebnissen und eine geringere Fähigkeit zu kollektivem Handeln als Reaktion auf gemeinsame Bedrohungen. Viel Aufmerksamkeit hat in letzter Zeit jedoch ein Effekt erregt, nämlich das Risiko, dass diese Ungleichheiten politische Entscheidungen nach sich ziehen, die sich negativ auf die Wirtschaftsleistung auswirken. Dieses Risiko ist besonders groß, weil in der derzeitigen Diskussion die Rolle der „Globalisierung" als Ursache verstärkter Ungleichheit im Vordergrund steht. Zwar

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung)

Ansichten über die Armut in den EU-Ländern, Mitte der 2000er Jahre

Anteil der Befragten, die folgender Aussage zustimmten



StatLink *http://dx.doi.org/10.1787/424370547515*

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in absteigender Reihenfolge entsprechend dem Anteil der Personen dargestellt, die der Aussage „Für jeden besteht das Risiko, irgendwann im Leben arm zu sein" zustimmten.

Quelle: Eurobarometer (2007), *Soziale Wirklichkeit in Europa*, Sonderbericht, Nr. 273, Brüssel.

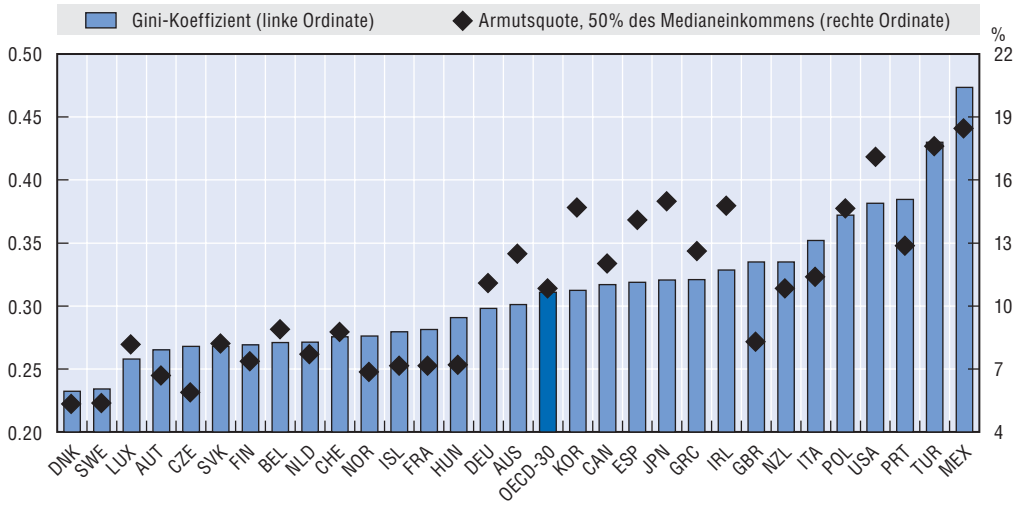
ist es schwierig, die Effekte von Handel, Outsourcing und Auslandsinvestitionen in Niedriglohnländern auf die Arbeitsverdienste und die Einkommensungleichheit in den OECD-Ländern genau zu quantifizieren, fest steht jedoch, dass sich die Veränderungen bei der Einkommensverteilung in einem Kontext vollziehen, in dem die Vorteile der Globalisierung auf viele verteilt werden, die Kosten (Arbeitsplatzverlagerungen, Verdiensteinbußen, Einkommensunsicherheit) hingegen nicht. Diese Asymmetrie könnte, falls sie nicht wirksam angegangen wird, zur Ergreifung von Maßnahmen (darunter Handels-, Investitions- und Zuwanderungshemmnissen) führen, die das Wirtschaftswachstum wesentlich stärker bremsen werden als gut konzipierte Maßnahmen zur Minderung dieser wirtschaftlichen Ungleichheiten.

Eine wichtige Einschränkung der Konzentration auf Ungleichheiten bei der Verteilung der Jahreseinkommen ist, dass sich die Beobachtungen auf ein bestimmtes Jahr beziehen und die unterschiedlichen Situationen über den Lebenszyklus nicht erfassen. Dieses Problem ist schwer zu umgehen, da keine Daten über den gesamten Lebenszyklus der Betreffenden vorliegen und die Annahmen für dynamische Mikrosimulationsmodelle zur Erstellung hypothetischer Lebenseinkommensprofile ad hoc erfolgen (Stånberg, 2007). Außerdem werden sich Politikdebatten, wenn es um die unmittelbare Situation der Bürger geht, auf die Einkommensverteilung „hier und jetzt" konzentrieren und darauf wie sie sich mit der Zeit verändert. Deshalb ist es wichtig, Veränderungen der Einkommensungleichheiten im Zeitverlauf genau zu verfolgen und korrigierend einzugreifen, wenn die beobachteten Trends offensichtlich über das hinausgehen, was nach allgemeinem Dafürhalten als „sozial gerecht" anzusehen ist.

---

1. Nach Erhebungen, die 1999 unter der Ägide des International Social Science Programme durchgeführt wurden, lag der Anteil der Befragten, die der Aussage „die Einkommensunterschiede sind zu groß" eher oder ganz zustimmten in den Vereinigten Staaten, Kanada und Japan bei etwa 65%, in Australien, Neuseeland, Westdeutschland und Norwegen zwischen 70% und 75%, im Vereinigten Königreich, Österreich, der Tschechischen Republik, Frankreich, Polen und Spanien zwischen 80% und 90% und in Ostdeutschland, Ungarn, der Slowakischen Republik und Portugal bei über 90% (Förster und Mira d'Ercole, 2005).
2. „Trends in Political Values and Core Attitudes: 1987-2007", Pew Research Center for People and the Press, Washington D.C., 2007.

Abbildung 11.1 **Niveau der Einkommensungleichheit und Armut in den OECD-Ländern, Mitte der 2000er Jahre**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424316682284

Anmerkung: Die Länder sind in aufsteigender Reihenfolge entsprechend dem Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit dargestellt. Die Daten beziehen sich auf die Verteilung der verfügbaren monetären Einkommen der Haushalte in der gesamten Bevölkerung, wobei das jeder Person zugewiesene Einkommen um die Größe des Haushalts berichtigt ist, in dem sie lebt.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Bestimmung des *genauen* Niveaus der Ungleichheit in den einzelnen Ländern selbstverständlich mit Unsicherheiten behaftet. Diese Unsicherheiten sind aber nicht so groß, dass sie Anlass zu ernsten Zweifeln an der Gesamtlinie der Schlussfolgerungen im Hinblick auf die im Ländervergleich bestehenden Unterschiede bei der Ungleichheit geben würden.

Die erheblichen zwischen den Ländern festzustellenden Unterschiede werden auch bei der Betrachtung der Einkommensarmut deutlich. In Abbildung 11.1 ist zwar nur eine einzige Messgröße der relativen Einkommensarmut dargestellt (Armutsquote bei einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens, mit Rauten gekennzeichnet), die im Ländervergleich zu Tage tretenden Verteilungsmuster verändern sich jedoch nicht nennenswert, wenn die Armutsgrenze anders angesetzt wird. Die relativen Armutsquoten sind – unabhängig von der zu Grunde gelegten Schwelle – in Schweden, Dänemark und der Tschechischen Republik stets am niedrigsten und in den Vereinigten Staaten, der Türkei und Mexiko stets am höchsten; sie liegen in allen nordischen Ländern und mehreren kontinentaleuropäischen Ländern unter dem Durchschnitt und in den südeuropäischen Ländern sowie in Irland, Polen, Japan und Korea über dem Durchschnitt. Eine zusammengesetzte Armutsmessgröße, zu deren Erstellung Informationen über die Anzahl der Armen in jedem Land und über den Abstand ihres Einkommens von der Armutsgrenze kombiniert wurden, reichte Mitte der 2000er Jahre von rd. 1% der Haushaltseinkommen in Schweden bis rd. 7% in Mexiko.

Entwicklung der Einkommensungleichheit und der Armut in der Gesamtbevölkerung

In den vergangenen zwanzig Jahren war in den meisten OECD-Ländern eine Ausweitung der Einkommensverteilung festzustellen. Im Durchschnitt stieg der Gini-Koeffizient der Einkommensungleichheit um rd. 0,02 Prozentpunkte, d.h. 7%. Andere summarische Messgrößen wie der Standard-Variationskoeffizient deuten auf eine größere Zunahme hin – um nahezu 30% seit Mitte der 1980er Jahre –, diese Messgrößen reagieren aber stärker auf Entwicklungen an den beiden Enden der Verteilung. In jedem Fall erreicht diese – wenn auch signifikante[1] – Zunahme bei weitem nicht das Ausmaß, das in öffentlichen Debatten über dieses Thema manchmal unterstellt wird. Darüber

Tabelle 11.1 **Entwicklung von Einkommensungleichheit und Armut**

	Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 1990er Jahre	Mitte der 1990er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre	Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre
	A. Trends bei der Einkommensungleichheit (Gini-Koeffizienten)		
Signifikante Zunahme	Italien, Mexiko, Neuseeland, Portugal, Tschechische Rep., Türkei, Vereinigtes Königreich	Deutschland, Finnland, Kanada	Finnland, Neuseeland
Schwache Zunahme	Belgien, Deutschland, Finnland, Japan, Luxemburg, Niederlande, Norwegen, Schweden, Ungarn, Vereinigte Staaten	Dänemark, Japan, Norwegen, Österreich, Schweden, Vereinigte Staaten	Deutschland, Italien, Japan, Kanada, Norwegen, Portugal, Schweden, Vereinigte Staaten
Keine Veränderung	Dänemark, Griechenland, Irland, Kanada, Österreich	Australien, Belgien, Frankreich, Italien, Luxemburg, Neuseeland, Portugal, Schweiz, Spanien, Tschechische Republik, Ungarn	Belgien, Dänemark, Frankreich, Griechenland, Irland, Luxemburg, Mexiko, Niederlande, Österreich, Spanien, Tschechische Republik, Türkei, Ungarn, Ver. Königreich
Schwache Abnahme		Griechenland, Irland, Niederlande, Vereinigtes Königreich	Frankreich, Irland, Spanien
Signifikante Abnahme	Frankreich, Spanien	Mexiko, Türkei	
	B. Trends bei der Einkommensarmut (Armutsquoten bei einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens)		
Signifikante Zunahme	Deutschland, Italien, Japan, Neuseeland, Niederlande, Vereinigtes Königreich	Deutschland, Finnland, Irland, Japan, Kanada, Luxemburg, Neuseeland, Österreich, Schweden, Spanien	Deutschland, Irland, Japan, Neuseeland, Niederlande, Österreich
Schwache Zunahme	Mexiko, Norwegen, Österreich, Portugal, Tschechische Republik, Ungarn	Australien, Dänemark, Niederlande, Schweiz, Türkei	Finnland, Italien, Luxemburg, Kanada, Schweden, Tschech. Rep., Türkei, Ver. Königreich
Keine Veränderung	Finnland, Griechenland, Irland, Luxemburg, Schweden, Türkei	Belgien, Frankreich, Norwegen, Tschechische Republik, Ungarn, Vereinigte Staaten	Dänemark, Frankreich, Griechenland, Norwegen, Portugal, Spanien, Ungarn, Vereinigte Staaten
Schwache Abnahme	Dänemark, Frankreich, Kanada, Vereinigte Staaten	Griechenland, Portugal	Mexiko
Signifikante Abnahme	Belgien, Spanien	Italien, Mexiko, Vereinigtes Königreich	Belgien

Anmerkung: Für Teilperioden entspricht eine signifikante Zunahme/Abnahme einer Veränderung um über 2,5 Prozentpunkte (Gini-Koeffizient) bzw. 1,5 Prozentpunkte (Armutsquote); schwache Zunahme/Abnahme steht für Veränderungen zwischen 1 und 2,5 Prozentpunkten (Gini-Koeffizient) bzw. zwischen 0,5 und 1,5 Prozentpunkten (Armutsquote); keine Veränderung kennzeichnet Veränderungen unter 1 Prozentpunkt (Gini-Koeffizient) bzw. 0,5 Prozentpunkten (Armutsquote). Für den Gesamtzeitraum sind die entsprechenden Werte doppelt so hoch. Die Daten in der ersten Spalte beziehen sich für Portugal, die Tschechische Republik und Ungarn auf die Veränderungen in der Zeit von um 1990 bis Mitte der 1990er Jahre. Die Daten in der zweiten Spalte beziehen sich für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von 2005 nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf die Veränderungen in der Zeit von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000 und für die Schweiz auf die Veränderungen von 2000 bis 2005.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

hinaus waren von diesem Anstieg nicht alle Länder betroffen, wie sich an den kleinen Rückgängen in Frankreich ebenso wie in Irland und Spanien (wo konsistente Zeitreihen nur bis zum Jahr 2000 vorliegen) sowie der weitgehenden Stabilität in 14 anderen Ländern zeigt (Tabelle 11.1, Teil A). Die Zunahme der Einkommensungleichheit war außerdem im Zehnjahreszeitraum zwischen Mitte der 1980er Jahre und Mitte der 1990er Jahre größer als in den letzten zehn Jahren, wobei in einigen Ländern (z.B. Mexiko, Türkei) ein starker Umschwung zu verzeichnen war. Seit 2000 hat die Einkommensungleichheit in Deutschland, Kanada, Norwegen und den Vereinigten Staaten erheblich zugenommen, während sie im Vereinigten Königreich, in Mexiko, Griechenland und Australien abgenommen hat (vgl. Kapitel 1).

Die Armutsquote bei einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens ist in den meisten Ländern ebenfalls gestiegen, nämlich um 0,6 Prozentpunkte in jedem der beiden Zehnjahreszeiträume. Die Zunahme der Einkommensarmut fiel im Zehnjahreszeitraum zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre moderater aus als die der Einkommensungleichheit, während der letzten zehn Jahre hat sich dieser Trend jedoch umgekehrt. Alles in allem hat sich die Armutsquote in den beiden letzten Dekaden insgesamt in sechs OECD-Ländern stark und in weiteren acht Ländern weniger stark erhöht, wohingegen sie lediglich in Belgien und (geringfügig) in Mexiko gesunken ist (Tabelle 11.1, Teil B)[2]. Die Länder weisen über den gesamten Zeitraum im Allgemeinen konsistente Veränderungen im Hinblick auf Ungleichheit und Armut auf, wobei jedoch Ausnahmen bestehen: In Irland z.B. hat die Armut erheblich zugenommen (bis zum Jahr 2000), während die Ungleichheit etwas abgenommen hat.

Diese Veränderungen in Bezug auf Einkommensungleichheit und Armut sind während des letzten Zehnjahreszeitraums jedoch in einem Kontext stärkeren Einkommenswachstums zu sehen. Die Zunahme des Wachstums in absoluter Rechnung kam in der Regel dem gesamten Einkommensspektrum zugute, wobei im Ländervergleich allerdings erhebliche Differenzen zu beobachten sind. In den zehn Jahren von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre ist das Realeinkommen der untersten 20% des Verteilungsspektrums in Deutschland, Japan, Österreich, der Türkei – und in geringerem Maße – in Mexiko und den Vereinigen Staaten gesunken. Im mittleren Bereich der Verteilung blieb das Wachstum der Realeinkommen in Finnland, Italien, Kanada, Norwegen und den Vereinigten Staaten hinter dem Durchschnitt zurück.

Ländervergleiche der Einkommensniveaus an bestimmten Punkten der Verteilung

Daten über das Einkommen von Personen und Familien an verschiedenen Punkten der Verteilung sind ebenfalls wichtig für Vergleiche des wirtschaftlichen Wohlergehens in verschiedenen Ländern. Zwar beruhen diese Vergleiche im Allgemeinen auf Schätzungen für „repräsentative" Probanden – die durch Addition der Einkommensströme sämtlicher Einzelpersonen, d.h. aller in einem Land ansässigen Personen, unabhängig von ihrer Haushaltszugehörigkeit, erstellt werden –, die diesen Schätzungen zu Grunde liegenden Annahmen lassen sich aber nur schwer rechtfertigen. Daten zur Verteilung der Haushaltseinkommen ermöglichen es, neben diesen Vergleichen der „repräsentativen Probanden" die Erfahrungen von Personen an bestimmten Punkten der Verteilung sowie die Zusammenlegung und Aufteilung der Ressourcen innerhalb der Haushalte zu untersuchen. Im Ländervergleich sind die Messgrößen des mittleren äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommens stark mit den konventionellen VGR-Aggregaten (wie dem Nettonationaleinkommen) korreliert. Zwischen den einzelnen Ländern bestehen jedoch erhebliche Differenzen im Hinblick auf:

- das Einkommensgefälle (in US-Dollar zu Kaufkraftparitäten) zwischen Personen am oberen und unteren Ende der Verteilung (das Spektrum reicht hier von 20 000 US-$ in der Slowakischen Republik bis zu mehr als 85 000 US-$ in den Vereinigten Staaten, Abb. 1.6);
- das Einkommensniveau von Personen an vergleichbaren Punkten der Verteilung – z.B. haben die Vereinigten Staaten beim Durchschnittseinkommen des obersten Dezils einen großen Vorsprung gegenüber allen anderen Ländern, wohingegen sie bei Betrachtung des Medianeinkommens Platz 4 (nach Luxemburg, den Niederlanden und der Schweiz) und des Durchschnittseinkommens des untersten Dezils Platz 12 belegen (Abb. 1.7).

Verschiebungen in der Einkommensverteilung und Entwicklung des Armutsrisikos verschiedener Gruppen

Die Gesamtentwicklung der Einkommensverteilung hatte für Personen an verschiedenen Punkten der Verteilung unterschiedliche Auswirkungen. In Irland, Mexiko und der Türkei erklärte sich die während der letzten zehn Jahre registrierte Abnahme der Einkommensungleichheit hauptsächlich aus Einkommensrückgängen im obersten Quintil der Verteilung und aus Zuwächsen in den mittleren drei Quintilen. In den meisten Ländern, in denen die Einkommensungleichheit im selben Zehnjahreszeitraum zugenommen hat, war dies demgegenüber vor allem auf Zuwächse am oberen Ende der Verteilung zurückzuführen.

Eine Folge dieser beträchtlichen Zuwächse im oberen Bereich der Verteilung war, dass Mittelschichtfamilien im Vergleich zum gesamtwirtschaftlichen Durchschnitt häufig ins Hintertreffen gerieten – ein Phänomen, das als „Ausdünnung der Mittelschicht" bezeichnet wird. Besonders deutlich war dies in Neuseeland und im Vereinigten Königreich (im Zehnjahreszeitraum zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er Jahre) ebenso wie in Finnland, Kanada und den Vereinigten Staaten (wo das Verhältnis zwischen Medianeinkommen und mittlerem Einkommen im gesamten Zeitraum um rd. 10% gesunken ist, Abb. 1.3). Im Gegensatz dazu blieb das relative Einkommen von Mittelschichtfamilien in Dänemark, Frankreich und Schweden stabil, wohingegen es sich in den Niederlanden und in Griechenland während des gesamten Zeitraums und in einer größeren Zahl von Ländern seit Mitte der 1990er Jahre verbessert hat.

Diese Veränderungen der wirtschaftlichen Bedingungen führten auch zu einer Verschiebung der Armutsrisiken verschiedener demografischer Gruppen. Besonders signifikant war die Verlagerung von älteren Menschen hin zu jungen Erwachsenen und Kindern (Abb. 5.5). Obwohl sehr alte Menschen (Personen im Alter von 75 Jahren und darüber) im Vergleich zu anderen Altersgruppen Mitte der 2000er Jahre immer noch einem größeren Armutsrisiko (in Bezug auf das relative Einkommen) ausgesetzt waren, hat sich ihre Armutsgefährdung gegenüber Mitte der 1980er Jahre von einem fast doppelt so hohen Niveau wie im Bevölkerungsdurchschnitt auf 50% über dem Durchschnitt verringert. Für Personen im Alter von 66-75 Jahren ist das Armutsrisiko inzwischen geringer als für Kinder und junge Erwachsene. Die Armutsquoten von Kindern und jungen Erwachsenen liegen dagegen heutzutage etwa 25% über dem Bevölkerungsdurchschnitt, während sie vor 20 Jahren auf dem Niveau dieses Durchschnittswerts bzw. darunter angesiedelt waren. Bei Betrachtung der Armutsrisiken verschiedener Haushaltstypen sind die Veränderungen geringer, wobei die Gruppe der Alleinerziehenden dem größten Risiko ausgesetzt ist – es ist dreimal höher als im Durchschnitt –, eine Benachteiligung, die in den letzten zehn Jahren weiter zugenommen hat.

Welche Faktoren waren für die Veränderungen in der Verteilung der Haushaltseinkommen maßgeblich?

In den zwischen einzelnen Ländern zu beobachtenden Unterschieden bei Einkommensungleichheit und Armut drückt sich das Zusammenspiel zahlreicher Faktoren aus. Insbesondere drei Faktoren werden in Debatten zu diesem Thema häufig angeführt: Veränderungen der demografischen Gegebenheiten und der Lebensformen, Arbeitsmarkttrends und staatliche Steuer- und Transfersysteme. Es ist zwar nicht immer einfach, zwischen diesen Faktoren zu differenzieren, der vorliegende Bericht macht aber mehrere Strukturen deutlich.

Demografische Faktoren

Demografische Faktoren haben bei den Veränderungen der Lebensbedingungen der Haushalte eine wichtige Rolle gespielt. Am deutlichsten zeigt sich dies an der Verringerung der durchschnittlichen Haushaltsgröße, die mit einem Verlust an Skalenvorteilen beim Verbrauch verbunden ist, was bedeutet, dass höhere monetäre Einkünfte nötig sind, um denselben Lebensstandard sicherzustellen[3]. Es gibt jedoch auch andere Kanäle, über die demografische Faktoren und veränderte Lebensformen die Einkommensdisparitäten in den einzelnen Ländern beeinflussen. Der wichtigste darunter ist die Zunahme des Anteils an der Gesamtbevölkerung von Gruppen mit unterdurchschnittlichem Einkommen (z.B. ältere Menschen oder Alleinerziehende) oder mit größerer Ungleichheit innerhalb der Gruppe. Zur Untersuchung der Rolle dieser demografischen Faktoren für die beobachteten Trends der Einkommensungleichheit kann die tatsächliche Veränderung der Einkommensverteilung mit der Situation verglichen werden, die eintreten würde, wenn die Bevölkerungsstruktur (nach Alter und Haushaltstyp) auf dem Niveau eines gegebenen Referenzjahrs „eingefroren" würde. Eine solche Untersuchung, die in Kapitel 2 beschrieben und in Tabelle 11.2 zusammengefasst ist, ergibt, dass diese strukturellen Faktoren die Einkommensungleichheit in der Mehrzahl der Länder erhöht haben, in Australien, Deutschland, Frankreich, Kanada, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich sogar ganz erheblich (um über 20% der Gesamtvariation des Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit). Von größerer Bedeutung als die Bevölkerungsalterung an sich sind indessen die Veränderungen der Lebensformen, die zur Folge hatten, dass mehr Personen allein oder in Alleinerziehenden-Haushalten leben.

Tabelle 11.2 **Effekt der Veränderungen der Bevölkerungsstruktur auf die Einkommensungleichheit**

Demografische Veränderungen	Effekt auf die Einkommensungleichheit durch:		
	Veränderung der Bevölkerungsstruktur nach Alter und Haushaltstyp	Veränderung der Bevölkerungsstruktur nach Alter	Veränderung der Bevölkerungsstruktur nach Haushaltstyp
Signifikante Erhöhung der Ungleichheit	Australien*, Deutschland, Frankreich*, Kanada, Niederlande*, Ver. Königreich	Australien*, Niederlande*	Australien*, Deutschland, Frankreich*, Kanada, Niederlande*, Ver. Königreich
Geringfügige Erhöhung der Ungleichheit	Belgien, Finnland, Luxemburg, Norwegen, Spanien, Ver. Staaten	Belgien, Finnland, Schweden	Belgien, Finnland, Luxemburg, Norwegen, Spanien
Kein Effekt	..	Dänemark*, Deutschland, Frankreich*, Kanada, Luxemburg, Mexiko, Österreich, Ver. Königreich, Ver. Staaten	Dänemark*, Schweden, Vereinigte Staaten
Geringfügige Verrringerung der Ungleichheit	Dänemark*, Italien, Österreich, Schweden	Italien, Norwegen, Spanien	Italien, Österreich
Signifikante Verringerung der Ungleichheit	Mexiko	..	Mexiko

Anmerkung: Die Ergebnisse beschränken sich auf die Länder, in denen das Sekretariat Zugang zu Mikrodaten hatte. „Signifikanter" Effekt entspricht einer Gesamtveränderung des Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit um über 20%; „geringfügiger" Effekt einer Variation zwischen 20% und 5% und „kein Effekt" Veränderungen unter 5%. Länder, die mit einem * gekennzeichnet sind, verzeichneten im Betrachtungszeitraum eine geringere Ungleichheit, was bedeutet, dass der Rückgang des Gini-Koeffizienten bei unveränderter Bevölkerungsstruktur für die Länder in den ersten beiden Zeilen der Tabelle stärker und für die in den unteren beiden Zeilen schwächer gewesen wäre. Die Daten für Deutschland beziehen sich lediglich auf Westdeutschland. Einzelheiten zu Methode und Betrachtungszeitraum sind Kapitel 2 zu entnehmen.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung und LIS-Daten.

Diese Veränderungen in der Zusammensetzung der OECD-Bevölkerungen gingen mit Verschiebungen bei dem relativen Einkommen verschiedener Gruppen einher – wobei junge Menschen und, in geringerem Umfang, Alleinerziehende im Verhältnis zu anderen Gruppen in den meisten Ländern Rückgänge hinnehmen mussten, und Personen, die näher am Ende ihres Erwerbslebens stehen, sowie alleinlebende ältere Menschen, am meisten profitiert haben. Diese Verschiebungen beim relativen Einkommen verschiedener Gruppen können bis zu einem gewissen Grad Veränderungen ihrer Größe widerspiegeln – wenn z.B. die Löhne nach dem Eintritt einer zahlenstarken Kohorte in den Arbeitsmarkt sinken oder die Transfereinkommen zur Berücksichtigung der Auswirkungen der Bevölkerungsalterung angepasst werden –, allerdings können auch umgekehrte Effekte eintreten, wenn größere Bevölkerungsgruppen im politischen Prozess an Gewicht gewinnen. In der Praxis gibt es kaum Belege für einen engen Zusammenhang zwischen Veränderungen der relativen Einkommen verschiedener Gruppen und Veränderungen ihrer Größe – was nahelegt, dass Verschiebungen bei dem relativen Einkommen verschiedener Gruppen stärker durch Veränderungen beim Zugang zu Arbeitsplätzen und bei den Leistungen des Sozialversicherungssystems geprägt wurden als durch demografische Faktoren an sich.

Arbeitsmarkttrends

Den *Arbeitsmärkten* fällt bei der Einkommensverteilung eine entscheidende Rolle zu. Viele Analysen konzentrierten sich auf die Trends der Verdienstungleichheit bei Vollzeitbeschäftigten – sowie auf den Einfluss, den Globalisierung, Technologie und Arbeitsmarktinstitutionen auf sie ausüben –, die Verdienstdisparitäten sind jedoch nur einer der Faktoren, die hier ins Spiel kommen, und vielleicht nicht einmal der wichtigste. Die Lohnungleichheit unter Vollzeitbeschäftigten ist seit 1990 in der Tat rasch gestiegen, wobei sich die Ausweitung hauptsächlich aus den Entwicklungen in der oberen Hälfte des Verteilungsspektrums erklärte (Tabelle 11.3). Hierbei gibt es aber auch Ausnahmen (z.B. Frankreich, Finnland, Irland und in geringerem Maße Kanada). Außerdem war die Ausweitung bei getrennter Betrachtung von Männern und Frauen größer als für die Erwerbstätigenbevölkerung insgesamt, da die Reduzierung des Lohngefälles zwischen vollzeitbeschäftigten Männern und Frauen zu einer Verkleinerung des Abstands zwischen den Verdienstverteilungen der beiden Gruppen führte.

Tabelle 11.3 **Entwicklung der Verdienstungleichheit unter vollzeitbeschäftigten Männern**
1990-2005

	In der Gesamtverteilung (P90/P10)	In der unteren Hälfte der Verteilung (P50/P10)	In der oberen Hälfte der Verteilung (P90/P50)
Signifikante Zunahme	Australien, Deutschland, Irland, Korea, Polen, Schweiz, Tschechische Rep., Ungarn	Korea, Polen, Ungarn	Australien, Polen, Schweiz
Moderate Zunahme	Neuseeland, Niederlande, Schweden, Ver. Königreich, Vereinigte Staaten	Australien, Dänemark, Deutschland, Irland, Neuseeland, Niederlande, Schweden, Tschech. Rep., Ver. Königreich, Ver. Staaten	Dänemark, Deutschland, Irland, Kanada, Korea, Neuseeland, Niederlande, Schweden, Tschechische Rep., Ungarn, Ver. Königreich, Ver. Staaten
Keine Veränderung	Japan	Japan, Schweiz	Finnland, Japan
Abnahme	Finnland, Frankreich, Kanada	Finnland, Frankreich, Kanada	Frankreich

Anmerkung: „Signifikante Zunahme" entspricht einem Anstieg der verschiedenen Dezilverhältnisse um 20% oder mehr, „moderate Zunahme" einem Anstieg zwischen 2,5% und 20%, „keine Veränderung" einer Veränderung um +/-2,5% und „Abnahme" einem Rückgang der verschiedenen Dezilverhältnisse um 2,5% oder mehr.

Quelle: Die Daten stammen aus der *OECD Earnings database* (vgl. Abb. 3.1).

Wenn neben Vollzeitbeschäftigten auch Personen in atypischen Beschäftigungsverhältnissen, wie z.B. Teilzeitbeschäftigte und befristet Beschäftigte, betrachtet werden, erhöht sich die Verdienstungleichheit erheblich (um rund die Hälfte in den Niederlanden und den nordischen Ländern). Zudem ist eine stärkere Ausweitung der Verteilung der persönlichen Erwerbseinkommen in den Ländern zu verzeichnen, in denen die Inzidenz atypischer Beschäftigungsformen in den letzten Jahren gewachsen ist (z.B. Deutschland, Irland, Italien, Korea und Spanien). Die Arbeitnehmer am unteren Ende der Verteilung der Jahreserwerbseinkommen weisen in der Regel weniger Jahresarbeitsstunden auf, weil sie entweder teilzeitbeschäftigt oder nur für einen Teil des Jahres vollzeitbeschäftigt sind. Solche Beschäftigungsformen spiegeln zwar u.U. eine freie Entscheidung der Arbeitskräfte wider, dies trifft aber nicht auf die Gesamtheit der Beschäftigten zu, wie sich am steigenden Anteil der Arbeitnehmer in mehreren OECD-Ländern zeigt, die laut eigenen Angaben lieber mehr Stunden arbeiten würden, wenn geeignete Arbeitsplätze verfügbar wären.

Die Disparitäten bei den persönlichen Erwerbseinkommen der Beschäftigten gehen jedoch nicht zwangsläufig mit einer Ausweitung der Haushaltseinkommensverteilung der Gesamtbevölkerung – Erwerbstätige und Nichterwerbstätige – einher, weil sich die Erwerbseinkommen im Fall einer höheren Beschäftigung (insbesondere von Zweitverdienern) auf eine größere Anzahl von Haushalten verteilen. Allerdings haben die seit der zweiten Hälfte der 1990er Jahre im ganzen OECD-Raum verzeichneten Beschäftigungszuwächse zu keinem signifikanten Rückgang des Anteils der in Erwerbslosenhaushalten lebenden Personen geführt, der in der Türkei, Deutschland, der Tschechischen Republik und Ungarn weiter gestiegen ist und in Frankreich, Griechenland sowie Neuseeland stark und in Australien, Italien, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich in geringerem Maße abgenommen hat. Der trotz einer gestiegenen Beschäftigung weiterhin hohe Anteil der Erwerbslosenhaushalte erklärt sich u.a. daraus, dass die Beschäftigungszuwächse vor allem auf die Gruppe mit mittlerem Bildungsniveau entfielen, während die Beschäftigungsquoten der Personen mit geringerem Bildungsniveau gesunken sind. Infolge dieser gegenläufigen Beschäftigungsentwicklungen hat sich die Konzentration der Haushaltserwerbseinkommen in den meisten OECD-Ländern in der Zeit von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre nur geringfügig verändert, wobei lediglich in Deutschland, Japan, Kanada und der Tschechischen Republik starke Zunahmen und in Griechenland, Irland, Mexiko, Spanien und Ungarn deutliche Rückgänge festzustellen waren (Tabelle 11.4). Die Konzentration der Kapitaleinkommen und in geringerem Umfang der Einkünfte aus selbstständiger Tätigkeit hat sich demgegenüber in einer wesentlich größeren Zahl von OECD-Ländern erheblich verstärkt. Dies deutet darauf hin, dass *Nichtlohneinkommen* – deren Messung mit größeren Ungewissheiten behaftet ist als die von Erwerbseinkommen – einen erheblichen Teil der beobachteten Ausweitung der Verteilung der verfügbaren Haushaltseinkommen ausmachen.

Tabelle 11.4 **Entwicklung der Konzentration verschiedener Einkommenskomponenten**
Gesamtbevölkerung, Zeitraum von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre

	Erwerbseinkommen der Haushalte	Kapitaleinkommen	Einkommen aus selbstständiger Beschäftigung
Höhere Ungleichheit	Deutschland, Japan, Kanada, Tschechische Republik	Australien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Italien, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Schweden, Spanien, Ungarn	Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, Luxemburg, Mexiko, Schweden, Spanien, Ungarn, Ver. Königreich, Ver. Staaten
Stabilität	Australien, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Italien, Luxemburg, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Portugal, Schweden, Türkei, Ver. Königreich, Ver. Staaten	Belgien, Deutschland, Irland, Japan, Kanada, Portugal	Finnland, Japan, Kanada
Geringere Ungleichheit	Griechenland, Irland, Mexiko, Spanien, Ungarn	Griechenland, Luxemburg, Mexiko, Tschech. Rep., Türkei, Ver. Königreich, Ver. Staaten	Australien, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Portugal, Tschechische Rep., Türkei

Anmerkung: Die Konzentration wird durch den Konzentrationskoeffizienten der einzelnen Einkommenskomponenten gemessen, wobei die Personen in aufsteigender Reihenfolge entsprechend ihrem äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltseinkommen eingestuft sind, und wird für jedes Einkommensdezil auf der Basis von Daten über den Durchschnittswert der einzelnen Komponenten berechnet. „Stabilität" steht für Veränderungen des Konzentrationskoeffizienten der einzelnen Komponenten zwischen +/–0,02 Prozentpunkten. Für Belgien, Irland, Österreich, Portugal, Spanien und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von Mitte der 2000er Jahre nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) handelt es sich um die Veränderungen im Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000. Die Einkommenskomponenten werden in allen Ländern vor Steuern gemessen, außer in Belgien, Griechenland, Luxemburg, Mexiko, Spanien, der Türkei und Ungarn.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Wenn auf Veränderungen bei der Konzentration der Haushaltserwerbseinkommen nur ein Teil der Ausweitung der Einkommensungleichheit entfällt, ist der Zugang zu Erwerbstätigkeit nach wie vor der wichtigste Bestimmungsfaktor für das Armutsrisiko. In der Gruppe der Alleinstehenden-Haushalte beläuft sich der Anteil der Personen, deren Einkommen unterhalb der 50%-Schwelle liegt, wie in Kapitel 5 aufgezeigt, im Fall von Erwerbslosenhaushalten auf 46%; wenn der Haushaltsvorstand teilzeitbeschäftigt ist, sinkt er auf 28%, und wenn er vollzeitbeschäftigt ist auf 8%. In Paarfamilien beträgt der Anteil der Personen mit einem Einkommen unter der 50%-Armutsgrenze 33%, wenn niemand im Haushalt erwerbstätig ist, aber nur 19%, wenn ein Haushaltsmitglied teilzeitbeschäftigt ist, und lediglich 4%, wenn mindestens ein Haushaltsmitglied vollzeitbeschäftigt ist. Im Ländervergleich verzeichnen Länder mit höheren Beschäftigungsquoten auch niedrigere Armutsquoten, wobei in Ländern, in denen die Beschäftigungsquote der Gesamtbevölkerung und der Mütter höher ist, auch die Armutsquoten der Personen im erwerbsfähigen Alter bzw. der Kinder niedriger sind.

Erwerbstätigkeit ist jedoch nicht der einzige Faktor, der darüber entscheidet, ob ein Armutsrisiko besteht oder nicht. Mitte der 2000er Jahre lebten im OECD-Raum insgesamt 60% aller Einkommensarmen (bei einer bei 50% des Medianeinkommens angesetzten Armutsgrenze, Abb. 5.10) in Erwerbstätigenhaushalten. Die Armutsquote von Haushalten mit einem erwerbstätigen Mitglied lag bei rd. 14% und die von Haushalten mit zwei Erwerbstätigen bei 3,5%. Selbst eine Vollzeitbeschäftigung schützt also nicht immer vor Armut.

Staatliche Umverteilung

Die zwischen den einzelnen Ländern zu beobachtenden Unterschiede in der Struktur der Einkommensverteilung erklären sich z.T. aus Unterschieden in der Gestaltung der *staatlichen Einkommensumverteilung,* die über monetäre Transfers und bei den privaten Haushalten erhobene direkte Steuern und Sozialabgaben erfolgt. Der Effekt der staatlichen Umverteilung in Bezug auf die Verringerung der Einkommensungleichheit ist in den nordischen Ländern am größten und in Korea sowie den Vereinigten Staaten am geringsten. Die Länderrangliste sieht ähnlich aus, wenn die Effekte der Steuern und Transfers im Hinblick auf die Armutsreduzierung betrachtet werden. Länder, die eine stärkere Umverteilung zu Gunsten der Einkommensschwachen vornehmen,

weisen auch eine engere Verteilung der Haushaltseinkommen und niedrigere Armutsquoten auf (Abb. 4.6). Zudem erfolgt diese Umverteilung an Personen am unteren Ende der Einkommensskala in der Regel hauptsächlich über öffentliche monetäre Transfers (die Hauptausnahme bilden hier die Vereinigten Staaten, wo ein Großteil der Unterstützung für Niedrigeinkommensfamilien über das Einkommensteuersystem gewährt wird).

Diese im Ländervergleich festzustellenden Differenzen in Bezug auf das Ausmaß der Umverteilung zwischen Personen mit unterschiedlichem Einkommen spiegeln z.T. Unterschiede bei der Höhe und der Struktur der Sozialausgaben wider, wobei mit Ausgaben für Personen im erwerbsfähigen Alter eine größere Armutsreduzierung erzielt wird als mit Ausgaben für ältere Menschen. Unterschiede bei der Höhe und der Struktur der Ausgaben erklären jedoch nicht alles. In den OECD-Ländern erfolgt die Umverteilung auf vielerlei Wegen: Einige Länder geben Universalleistungen den Vorzug, andere stärker zielgerichteten Programmen; manche Länder stützen sich vor allem auf Transfers, während andere hauptsächlich Steuergutschriften für Familien mit niedrigem Einkommen gewähren. Darüber hinaus gibt es neben der Umverteilung innerhalb der Bevölkerung zwischen Personen mit unterschiedlichem Einkommensniveau immer auch eine Umverteilung über den Lebenszyklus derselben Person, wobei Belege dafür vorliegen, dass Länder mit einer stärkeren Umverteilung über den Lebenszyklus insgesamt mehr ausgeben als Länder, die mehr Aufmerksamkeit auf die Umverteilung zwischen Arm und Reich richten.

Bei Betrachtung der Veränderungen des Umfangs der Umverteilung von Reich nach Arm während der zehn letzten Jahre zeigt sich, dass im Ländervergleich erhebliche Unterschiede bestehen und die Veränderungen im Durchschnitt klein sind. Die Reduzierung der Einkommensungleichheit, die durch den kombinierten Effekt der bei den privaten Haushalten erhobenen direkten Steuern und Sozialabgaben sowie der öffentlichen monetären Transfers erzielt wird, hat sich in der letzten Dekade in etwa der Hälfte der Länder verlangsamt, in Deutschland, Frankreich, Italien und der Tschechischen Republik aber beschleunigt (Tabelle 11.5). Diese Entwicklungen waren haupt-

Tabelle 11.5 **Entwicklung der staatlichen Umverteilung in Bezug auf die Reduzierung der Ungleichheit und Armut**

Gesamtbevölkerung, Zeitraum von Mitte der 1990er bis Mitte der 2000er Jahre

	Reduzierung der Ungleichheit			Reduzierung der Armut
	Durch Steuern und öffentliche monetäre Transfers	Nur durch öffentliche monetäre Transfers	Nur durch Steuern der privaten Haushalte	
Zunahme	Deutschland, Frankreich, Italien, Tschechische Republik	Deutschland, Frankreich, Italien, Japan, Tschechische Republik	Dänemark, Deutschland, Italien, Niederlande, Ver. Königreich	Deutschland, Italien, Japan, Portugal, Tschechische Rep.
Stabilität	Australien, Japan, Kanada, Vereinigtes Königreich	Australien, Norwegen	Australien, Finnland, Frankreich, Irland, Kanada, Neuseeland, Tschechische Rep.	Australien, Belgien, Frankreich, Niederlande, Norwegen, Ver. Königreich, Ver. Staaten
Abnahme	Dänemark, Finnland, Irland, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Schweden, Ver. Staaten	Dänemark, Finnland, Irland, Kanada, Neuseeland, Niederlande, Schweden, Ver. Königreich, Ver. Staaten	Japan, Norwegen, Schweden, Ver. Staaten	Dänemark, Finnland, Kanada, Neuseeland, Schweden

Anmerkung: Der Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der öffentlichen monetären Transfers in Bezug auf die Reduzierung der Ungleichheit wird als Punktdifferenz zwischen den Konzentrationsmessgrößen des Markteinkommens und des verfügbaren Einkommens gemessen, wobei die Personen nach ihrem verfügbaren Einkommen eingestuft werden. Der Effekt der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben und der öffentlichen monetären Transfers in Bezug auf die Reduzierung der Armut wird als Punktdifferenz zwischen der Armutsquote auf der Basis des Markteinkommens und auf der Basis des verfügbaren Einkommens gemessen. Im Fall der Ungleichheit steht „Zunahme/Abnahme" für Veränderungen um über 0,3 Prozentpunkte des Effekts der Nettotransfers in Bezug auf die Verringerung der Konzentrationsmessgröße. Im Fall der Armut entspricht „Zunahme/Abnahme" Veränderungen um über 2 Prozentpunkte des Effekts der Nettotransfers in Bezug auf die Verringerung der Armutsquote bei einem mit 50% des Medianeinkommens angesetzten Schwellenwert. Die Veränderungen beziehen sich für Belgien, Dänemark, Irland und die Tschechische Republik (wo die auf EU-SILC basierenden Daten von Mitte der 2000er Jahre nicht mit denen früherer Jahre vergleichbar sind) auf den Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis in etwa zum Jahr 2000.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

sächlich durch Veränderungen bei der Umverteilung bedingt, die über öffentliche monetäre Transfers erfolgt (die in den meisten Ländern zurückgegangen sind), was durch eine stärkere Umverteilung über die Besteuerung der privaten Haushalte (insbesondere in Dänemark, Deutschland, Italien, den Niederlanden und dem Vereinigten Königreich) z.T. ausgeglichen wurde. Die Veränderungen sind signifikanter, wenn die Umverteilung zu Gunsten von Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung betrachtet wird, wobei der armutsreduzierende Effekt der staatlichen Nettotransferleistungen in den meisten nordischen Ländern (ohne Norwegen) ebenso wie in Kanada und Neuseeland schwächer ist als in der Vergangenheit, in Deutschland, Italien, Japan und bis 2000 der Tschechischen Republik aber gestiegen ist. Diese Veränderungen in der Umverteilung könnten jedoch auf Veränderungen der Ungleichheit der Markteinkommen zurückzuführen sein, die die Umverteilungseffekte bei einer gegebenen Struktur des Steuer- und Transfersystems in der Regel erhöhen.

Fazit

Diese verschiedenen Bestimmungsfaktoren der Einkommensungleichheit – veränderte demografische Gegebenheiten und Lebensformen, Arbeitsmarkttrends sowie staatliche Umverteilung – hatten in den einzelnen OECD-Ländern jeweils eine andere Bedeutung, so dass sich die Situation nicht mit einer einzigen Erklärung zusammenfassen lässt. Es kommen viele Faktoren ins Spiel, und auf Grund der zwischen ihren bestehenden Wechselbeziehungen ist es schwierig, ihre Bedeutung separat aufzuzeigen. Eine Messgröße für die Rolle der verschiedenen Faktoren wird in Tabelle 11.6 geliefert, wo die Ergebnisse einer einfachen Shift-Share-Zerlegung dargestellt sind, die auf Veränderungen der Armutsquote von Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter (linker Teil) oder im Rentenalter (rechter Teil) während des letzten Zehnjahreszeitraums angewandt wurde. Die vorliegenden Daten ermöglichten es, eine Aufschlüsselung für 14 Länder vorzunehmen.

Tabelle 11.6 **Bestimmungsfaktoren für Veränderungen der Armutsquoten von Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbs- oder im Rentenalter**

Gesamtbevölkerung, Zeitraum von Mitte der 1990er Jahre bis Mitte der 2000er Jahre

	Personen in Haushalten mit Vorstand im Erwerbsalter				Personen in Haushalten mit Vorstand im Rentenalter			
	Gesamtveränderung der Armutsquote	Infolge von Veränderungen der:			Gesamtveränderung der Armutsquote	Infolge von Veränderungen der:		
		Markteinkommensarmut	Steuern und öffentlichen monetären Transfers	Haushaltsstruktur		Markteinkommensarmut	Steuern und öffentlichen monetären Transfers	Haushaltsstruktur
Australien	=	+	+	–	+++	–	+++	=
Kanada	+++	+	+++	–	+++	=	+++	=
Dänemark	+	=	+	=	–	=	–	–
Finnland	+++	–	+++	+	+++	–	+++	–
Frankreich	=	+	=	=	..	..	..	..
Deutschland	+++	=	+	+++	–	=	–	–
Italien	–	+++	–	–	–	=	–	+
Japan	+	=	=	+	–	+	–	+++
Niederlande	+	=	+	=	+	=	+	=
Neuseeland	+++	+++	+++	–	+++	=	+++	=
Norwegen	+	–	+	+	–	=	–	=
Schweden	+	–	+++	=	+++	=	+++	=
Ver. Königreich	–	–	=	–	–	=	–	=
Ver. Staaten	=	=	=	=	+++	=	+++	=
Durchschnitt	+	=	+	=	+	=	+	=

Anmerkung: Die Tabelle basiert auf einer in Kapitel 5 beschriebenen Zerlegungsanalyse. Die Haushaltsstruktur bezieht sich auf zehn Gruppen, wobei nach Arbeitsmarktbindung (Haushalte ohne Erwerbstätige, mit einem erwachsenen Erwerbstätigen und mit zwei oder mehreren erwachsenen Erwerbstätigen) und nach Haushaltstyp (Alleinstehende und Paarfamilien, mit und ohne Kinder) unterschieden wird. Die Analyse beschränkt sich auf die Länder, für die die Daten eine Unterscheidung zwischen Markteinkommensarmut und Armut nach dem verfügbaren Einkommen ermöglichen. "+++"/"–" entspricht Veränderungen um über +/–1,5 Prozentpunkte, "+"/"–" steht für Veränderungen zwischen +/– 0,5 Prozentpunkten und +/–1,5 Prozentpunkten und "=" kennzeichnet Veränderungen unter 0,5 Prozentpunkten. Vgl. Kapitel 5 wegen einer detaillierten Beschreibung der angewandten Methode.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Für beide Haushaltstypen war der Anstieg der Armutsquote in den letzten zehn Jahren hauptsächlich auf einen kleinen Rückgang der Umverteilungseffekte von Steuern und Transfers zurückzuführen, wohingegen die Effekte der Veränderungen bei der Markteinkommensarmut und der Bevölkerungsstruktur unerheblich waren. Die Erfahrungen der Länder unterschieden sich in dieser Hinsicht jedoch erheblich, insbesondere für Haushalte mit Vorstand im Erwerbsalter. Demografische Faktoren spielten eine wichtige Rolle in Deutschland, wo sie zur Erhöhung der Armutsquote in Haushalten im erwerbsfähigen Alter beitrugen, ebenso wie in Italien und Neuseeland, wo sie den umgekehrten Effekt hatten. Demgegenüber vergrößerte eine stärkere Konzentration der Markteinkommen die Armut in Italien und Neuseeland sowie in geringerem Maße in Australien, Frankreich und Kanada. Der geringere Umfang der interpersonellen Umverteilung, die über Steuer- und Transfersysteme erfolgt, hatte schließlich in Finnland, Kanada, Neuseeland und Schweden sowie – in geringerem Umfang – in Australien, Dänemark, Deutschland, den Niederlanden und Norwegen einen signifikanten Effekt. Was die Haushalte mit Vorstand im Rentenalter anbelangt, war in allen Ländern, in denen die Armutsquote in der letzten Dekade deutlich gestiegen ist (Australien, Finnland, Kanada, Neuseeland, Schweden und Vereinigte Staaten), auch ein rückläufiger Effekt der Steuer- und Transfersysteme bei der Armutsreduzierung zu verzeichnen. Eine bessere Identifizierung der Rolle der Faktoren, die hier ins Spiel kommen – vorzugsweise durch länderspezifische Analysen –, ist für die Konzipierung angemessener politischer Maßnahmen wesentlich.

Können wirtschaftliche Ungleichheiten bei alleiniger Betrachtung der monetären Einkommen evaluiert werden?

Die kurze Antwort auf diese Frage lautet „nein“. Es gibt drei Gründe dafür, warum das monetäre Einkommen eine unvollkommene Messgröße der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte ist. Erstens können manche Menschen einen recht hohen Lebensstandard genießen, selbst wenn sie ein niedriges Einkommen haben, sei es, weil sie Ersparnisse gebildet haben, weil ihnen öffentliche Dienstleistungen wie Gesundheitsversorgung und Bildung unentgeltlich zur Verfügung gestellt werden oder weil sie einen Großteil ihres Bedarfs durch Eigenproduktion decken. Zweitens ist das Einkommen nur eine indirekte Messgröße für die Konsummöglichkeiten eines Haushalts, für die manchmal bessere Indikatoren – wie das Vermögen der privaten Haushalte und der effektive Konsum – vorhanden sind. Drittens ist das Kalenderjahr, das dem Konzept des Jahreserwerbseinkommens zu Grunde liegt, ein buchhalterischer Begriff ohne intrinsische wirtschaftliche Bedeutung, zumal die Situation, die zu einem bestimmten Zeitpunkt vorherrscht, nicht unbedingt Aufschluss über die Lebensbedingungen einer Person während ihres gesamten Lebenszyklus gibt. Das monetäre Einkommen ist einfach zu messen, was Ländervergleiche erleichtert, bei jeder ernsthaften Analyse der Entwicklung der wirtschaftlichen Ungleichheit muss jedoch untersucht werden, ob die allein auf statischen Einkommensmessgrößen beruhenden Schlussfolgerungen durch diese anderen Faktoren bestätigt oder widerlegt werden.

Nichtmonetäre Einkommen

Im Konzept des verfügbaren monetären Haushaltseinkommens ist eine Reihe von Elementen nicht erfasst, die Einfluss auf die Konsummöglichkeiten eines Haushalts haben können. Dazu gehören durch den Arbeitgeber bereitgestellte Dienstleistungen (die in einigen Ländern eine wichtige Rolle spielen) sowie andere Ressourcen (z.B. Zeit und Eigenproduktion), die den Lebensstandard der Haushalte und ihre Fähigkeit zur Deckung ihrer Bedürfnisse erhöhen. Zu den Faktoren, die im „Standardrahmen“ für die Verbuchung von Haushaltseinkommen nicht berücksichtigt werden, zählen staatliche Aktivitäten, die sich über die Bereitstellung von Sachleistungen und die Erhebung von Verbrauchsteuern auf das Wohlergehen der privaten Haushalte auswirken.

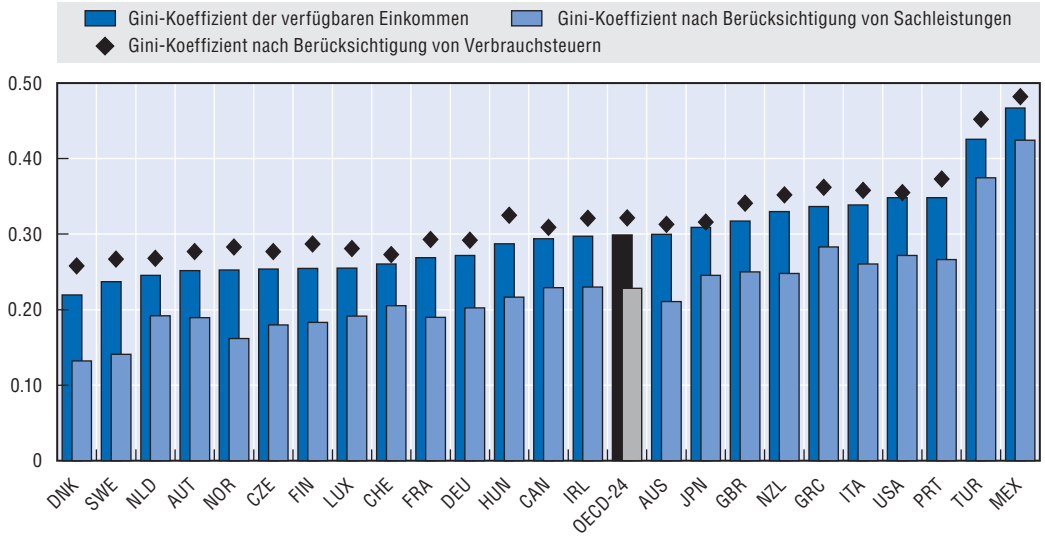
Der Grund für die Berücksichtigung *öffentlicher Sachleistungen* in einer weiter gefassten Messgröße des wirtschaftlichen Wohlergehens der privaten Haushalte ist einfach: Die Haushalte entrichten Steuern und Sozialabgaben zur Finanzierung dieser öffentlichen Dienstleistungen. In Untersuchungen der Einkommensverteilung werden die Steuern und Sozialabgaben vom verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte abgezogen, die im Gegenzug dafür bereitgestellten Dienstleistungen werden jedoch *nicht* hinzugerechnet.

Auch wenn in der Theorie alle öffentlichen Dienstleistungen den privaten Haushalten Vorteile bringen (von der Bildung bis zur Verteidigung), ist es doch besonders wichtig, jene Leistungen in einer weiter gefassten Messgröße der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte zu berücksichtigen, deren Inanspruchnahme den Nutzern einen persönlichen Vorteil bringt. Der Wert dieser öffentlichen Dienstleistungen (Bildung, Gesundheitsversorgung und andere soziale Dienste) variiert beträchtlich im Ländervergleich (zwischen weniger als 10% des verfügbaren Haushaltseinkommens in der Türkei und mehr als 40% in Dänemark und Schweden) ebenso wie im Zeitverlauf (was vor allem auf die Expansion der öffentlichen Bildungs- und Gesundheitssysteme zurückzuführen ist). Dies deutet darauf hin, dass sich ihre Berücksichtigung in einer umfassenderen Messgröße der wirtschaftlichen Ressourcen der privaten Haushalte erheblich auf die Ergebnisse jeder Analyse des Niveaus der Ungleichheit im Ländervergleich sowie der Veränderungen in einzelnen Ländern auswirken wird.

Es gibt mehrere Möglichkeiten zur Erfassung der für die privaten Haushalte bereitgestellten Dienstleistungen in der Analyse der Einkommensverteilung, und gelegentlich führen verschiedene Methoden zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen. Auf eine Reihe von Strukturen wird jedoch in allen Studien hingewiesen (vgl. Kapitel 9):

- Die öffentlichen Sachleistungen sind in der Regel relativ gleichmäßig auf die verschiedenen Einkommensgruppen verteilt, was dazu führt, dass ihr Anteil am Haushaltseinkommen am unteren Ende der Verteilung höher ist als am oberen Ende. Infolgedessen reduziert die Berücksichtigung dieser Sachleistungen den Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit zu einem gegebenen Zeitpunkt um durchschnittlich rd. 0,07 Prozentpunkte und um einen höheren Wert in Schweden, Norwegen, Australien, Dänemark, Neuseeland, Portugal, Frankreich, Italien und den Vereinigten Staaten (Abb. 11.2).

Abbildung 11.2 **Einfluss von öffentlichen Sachleistungen und Verbrauchsteuern auf Einkommensungleichheiten**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424330428204

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge entsprechend dem Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit dargestellt. Die Schätzungen des Effekts öffentlicher Sachleistungen in Bezug auf eine Verringerung der Einkommensungleichheit entsprechen den in Kapitel 9 beschriebenen Schätzungen auf der Basis gruppierter Daten. Die Schätzungen des Effekts von Verbrauchsteuern im Hinblick auf eine Vergrößerung der Einkommensungleichheit haben nur illustrativen Charakter: Sie wurden ermittelt, indem das Verteilungsprofil der allgemeinen Verbrauchsteuern in einem Land (Australien) auf die Einkommenswerte nach Dezilen in den anderen Ländern angewandt wurde (wie in Warren, 2008, erörtert).

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung und anderer Daten.

- Dieser ausgleichende Effekt variiert jedoch je nach Bereich, wobei eine große Verringerung für die Pflichtschulbildung, die nichtfachärztliche Gesundheitsversorgung sowie den sozialen Wohnungsbau und eine unerhebliche Verringerung für die weiterführende Bildung festzustellen ist. In der Tat sind die Ausgaben für die weiterführende Bildung in jedem dritten Land ungleicher verteilt als die Einkommen.

- Der Effekt der öffentlichen Dienstleistungen in Bezug auf die Verringerung des Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit ist recht groß. Er entspricht in etwa der Hälfte des ausgleichenden Effekts der von den privaten Haushalten entrichteten direkten Steuern und Sozialabgaben sowie der monetären Transfers. In den Vereinigten Staaten haben öffentliche Dienstleistungen im Hinblick auf die Reduzierung der Ungleichheit einen gleich großen Effekt wie Steuern und Transfersleistungen.

Die *Verbrauchsteuern* werden in dem Standardrahmen für die Verbuchung von Haushaltseinkommen, der für die Beurteilung der Einkommensungleichheit im Allgemeinen verwendet wird, ebenfalls außer Acht gelassen. Die Untersuchung des Einflusses der Verbrauchsteuern auf die Verteilung der Ressourcen der privaten Haushalte ist jedoch sowohl aus konzeptuellen als auch aus empirischen Gründen viel schwieriger als für Sachleistungen. Dennoch interessiert sich die Wissenschaft bereits seit langer Zeit für den Verteilungseffekt, den die Verbrauchsteuern in den einzelnen Ländern ausüben. In diesen Arbeiten treten zwei konsistente Muster zu Tage:

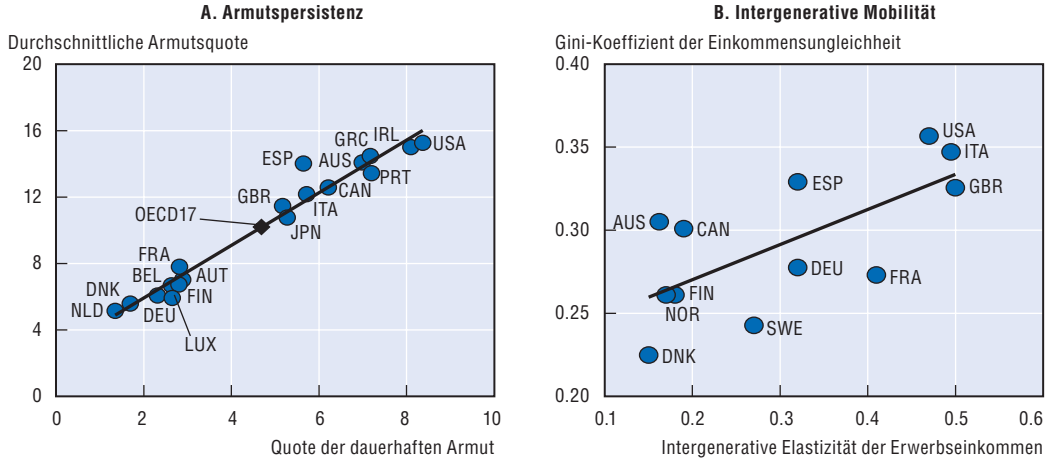
- Erstens konzentriert sich die Belastung durch Verbrauchsteuern stark auf Personen mit niedrigerem Einkommen.

- Zweitens trifft dies stärker für Steuern zu, die auf spezifische Güter und Dienstleistungen (Alkohol und Benzin) erhoben werden, als für allgemeine Verbrauchsteuern.

Es existieren wenig vergleichende Studien über den Verteilungseffekt von Verbrauchsteuern, die vorliegenden Untersuchungen zeigen jedoch, dass in Bezug auf die Belastung durch die Verbrauchsteuern im Verhältnis zum Einkommen große Unterschiede zwischen den einzelnen Dezilen bestehen (wobei in den nordischen Ländern ein stärker regressiver Effekt als in Belgien, den Niederlanden und Irland zu beobachten ist). Leider kann anhand dieser Studien noch nicht festgestellt werden, ob die im Ländervergleich bestehenden Differenzen auf spezifische Merkmale der Steuersysteme einzelner Länder oder auf andere Faktoren zurückzuführen sind[4]. Unabhängig davon, ergibt sich allerdings schon aus dem inzwischen oftmals relativ hohen Niveau der Verbrauchsteuern (die Mehrwertsteuersätze übersteigen häufig 20%, und die Sonderverbrauchsteuern machen oft einen wesentlich höheren Anteil an den Endpreisen aus), dass diese einen signifikanten Effekt auf die Ressourcenverteilung ausüben. Das Ausmaß dieses Effekts lässt sich anhand eines einfachen hypothetischen Szenarios veranschaulichen, bei dem das Verteilungsprofil der allgemeinen und spezifischen Verbrauchsteuern eines Landes (Australien) – unter Zugrundelegung der „bevorzugten“ Methode, die in Warren (2008) beschrieben ist – auf die Einkommensverteilung anderer Länder angewandt wird. In diesem einfachen Szenario werden die zwischen den einzelnen Ländern festzustellenden Unterschiede bei der Gesamtbelastung durch die Verbrauchsteuern und bei ihrer Zusammensetzung (allgemeine und spezifische Verbrauchsteuern) berücksichtigt, aber nicht die im Ländervergleich zu beobachtenden Differenzen im Hinblick auf die genauen Merkmale der nationalen Steuersysteme und das Verhältnis Konsum/Einkommen nach Einkommensgruppen. Die Ergebnisse zeigen (Abb. 11.3), dass die Verbrauchsteuern den Gini-Koeffizienten für die Einkommensungleichheit um etwa 0,02 Prozentpunkte erhöhen könnten, d.h. um rd. 5%, wobei in Dänemark, Finnland, Norwegen, Schweden und Ungarn größere Effekte zu verzeichnen sein könnten. Dieser verstärkende Effekt, den die Verbrauchsteuern auf die Einkommensungleichheit ausüben, kompensiert einen großen Teil der Verringerung der Einkommensungleichheit, die durch den kombinierten Effekt der Einkommensteuern und der Sozialversicherungsbeiträge erzielt wird – selbst wenn er bei weitem geringer ist als der (in die entgegengesetzte Richtung gehende) Effekt der öffentlichen Sachleistungen[5].

Spielt die Nichtberücksichtigung dieser nichtmonetären Einkommen eine Rolle für die Politikgestaltung? Ganz klar der Fall ist dies für Länder, in denen umfangreiche Veränderungen im Maßnahmenkatalog zur Unterstützung privater Haushalte vorgenommen wurden (z.B. durch die

Abbildung 11.3 **Statische und dynamische Messgrößen der Armut und Ungleichheit**



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424352834355

Anmerkung: Teil A: Die dynamischen Messgrößen der Einkommensarmutsquoten basieren auf einem bei der Hälfte des äquivalenzgewichteten verfügbaren Haushaltsmedianeinkommens angesetzten Schwellenwert. OECD17 entspricht dem einfachen Durchschnitt der gezeigten Länder, ohne Japan, wo die Schätzungen auf einer Einkommensdefinition beruhen (Haushaltseinkommen vor Steuern und nach staatlichen Transferleistungen), die sich von der für die anderen Länder verwendeten Definition des verfügbaren Einkommens unterscheidet. Die Armutsquote für Personen, die unter dauerhafter Armut leiden, entspricht dem Anteil der Bevölkerung mit einem Einkommen unter der Armutsgrenze in drei aufeinanderfolgenden Jahren; die Daten beziehen sich auf Anfang der 2000er Jahre. Teil B: Die intergenerative Elastizität der Erwerbseinkommen ist eine Messgröße dafür, inwieweit die Erwerbseinkommen der Söhne mit denen ihrer Väter zu einem ähnlichen Zeitpunkt in ihrem Leben korrelieren, was bedeutet, dass eine hohe Elastizität eine geringe Mobilität widerspiegelt. Wegen näherer Einzelheiten zu beiden Datensätzen vgl. Kapitel 6 und 8.

Quelle: Detaillierte Quellenangaben finden sich in Kapitel 6 und 8.

Umstellung von Sachleistungen auf monetäre Transfers, die mit den in mehreren Transformationsländern durchgeführten Reformen erfolgte, oder den Übergang von der Bereitstellung von Sozialwohnungen mit Mietsubventionierung auf Wohngeld für Niedrigeinkommenshaushalte) oder die Reformen eingeführt haben, die eine Verschiebung des Steuermix zu Gunsten allgemeiner Verbrauchsteuern beinhalteten. In solchen Fällen müssen die Regierungen die Folgen dieser Reformen für das Wohlergehen der Leistungsempfänger evaluieren und u.U. spezifische Maßnahmen ergreifen, um die negativen Verteilungseffekte dieser Reformen zu mildern. Allerdings wirft die Berücksichtigung dieser nichtmonetären Einkommen auch eine allgemeinere Frage auf, die für die Politikkonzipierung maßgeblich ist, nämlich wie monetäre Transfers und Sachleistungen am besten kombiniert werden sollten, um ein bestimmtes Verteilungsziel zu erreichen. Während die Betroffenen monetären Transfers u.U. den Vorzug vor Dienstleistungen geben, die an bestimmte Zwecke geknüpft sind, können solche Dienstleistungen häufig besser auf Bedürftige ausgerichtet werden und einen stärkeren Beitrag zur Verbesserung ihrer Lebensbedingungen auf längere Sicht leisten[6].

Nichteinkommensbezogene Messgrößen

Das Einkommen wird deshalb als Messgröße für die Evaluierung des Lebensstandards von Einzelnen und Haushalten gewählt, weil es effektiv über ihre Konsummöglichkeiten entscheidet. Das Einkommen ist jedoch nur eine partielle Messgröße für die Konsummöglichkeiten, und es gibt andere Messgrößen, deren Berücksichtigung ebenfalls wichtig ist.

Eine dieser Messgrößen ist das *Vermögen der privaten Haushalte*. In mehreren OECD-Ländern werden Erhebungen zur Erfassung der Vermögensbestände und Verbindlichkeiten der privaten Haushalte durchgeführt, aber die Unterschiede beim Erhebungsdesign sind in diesem Bereich deutlich größer als bei der Einkommensmessung. Daher gestaltet sich ihr Einsatz für Ländervergleiche wesentlich problematischer. Die Beschaffung vergleichender Informationen über das Vermögen der privaten Haushalte ist jedoch einfacher geworden, seit es die für den öffentlichen

Gebrauch bestimmte Fassung der Luxemburger Vermögensstudie (Luxembourg Wealth Study – LWS*)* gibt, ein Kooperationsprojekt, mit dem die gleiche Art von Daten für das Vermögen der privaten Haushalte bereitgestellt werden soll wie mit der LIS für das Einkommen.

Trotz der bei internationalen Vergleichen auftretenden Schwierigkeiten liefern die ersten Ergebnisse der LWS (wie in Kapitel 10 im vorliegenden Bericht beschrieben) neue Aufschlüsse über die Evaluierung der Lebensbedingungen und deren Unterschiede innerhalb der Bevölkerung.

- Ein in länderspezifischen Untersuchungen inzwischen vielfach belegtes Ergebnis ist, dass das Vermögen wesentlich ungleicher verteilt ist als das Einkommen: Dies erklärt sich aus Unterschieden bei der Sparneigung innerhalb der Einkommensverteilung (Personen am unteren Ende der Einkommensskala verfügen über geringe Ersparnisse, Personen am oberen Ende über wesentlich höhere) und der Bedeutung von Vermächtnissen für die Weitergabe des Vermögens zwischen Generationen.

- Weitaus weniger gesicherte Evidenz liegt zu den Vermögensungleichheiten im Ländervergleich vor. Anfang der 2000er Jahre war der Gini-Index für die Verteilung des Nettovermögens der privaten Haushalte (auf der Grundlage einer Definition, die Betriebsvermögen einschließt) in Schweden am höchsten (einem der Länder mit einer geringen Streuung der Haushaltseinkommen), dicht gefolgt von den Vereinigten Staaten sowie weiter hinten von Deutschland und Kanada, wobei Finnland, das Vereinigte Königreich und Italien die gleichmäßigste Vermögensverteilung aufwiesen. Andere Messgrößen der Vermögensungleichheit (wie der Anteil am Gesamtvermögen, der auf das oberste Dezil entfällt) und andere Definitionen des Haushaltsvermögens (ohne Betriebsvermögen) resultieren indessen in einer Länderreihenfolge, die stärker derjenigen gleicht, die aus den Haushaltseinkommen abzuleiten ist. Davon abgesehen, spiegelt sich in Vergleichen der Vermögensungleichheit in verschiedenen Ländern z.T. auch die Tatsache wider, dass in der LWS einige Vermögenskomponenten (wie Rentenansprüche) nicht erfasst werden, über die derzeit nur für ein paar Länder Informationen vorliegen.

Die Länderreihenfolge sieht auch deutlich anders aus, wenn man das absolute Niveau des Vermögens und des Einkommens der privaten Haushalte vergleicht, wobei Italien das höchste Mediannettovermögen verzeichnet (gefolgt vom Vereinigten Königreich), obwohl es das niedrigste äquivalenzgewichtete Haushaltseinkommen der in der LWS berücksichtigten Länder aufweist. Am niedrigsten ist das Mediannettovermögen in Schweden, trotz eines Einkommensniveaus, das über dem vieler anderer OECD-Länder liegt. Dies deutet darauf hin, dass die zwischen den einzelnen Ländern zu beobachtenden Unterschiede beim Durchschnittseinkommen die im Vergleich festzustellenden Differenzen beim Zugang der Haushalte zu Ressourcen möglicherweise überzeichnen – sie könnten allerdings auch auf Erfassungslücken bei den derzeit verfügbaren Vermögensdaten zurückzuführen sein.

Andere Muster treten bei Betrachtung des Vermögens von Personen mit unterschiedlichen Merkmalen zu Tage. Das Mediannettovermögen variiert mit dem Lebensalter des Haushaltsvorstands; es nimmt im Allgemeinen bis zum Ende des Erwerbslebens zu und geht dann während der Rente zurück. Dieses umgekehrt U-förmige Profil ist jedoch *weniger* steil als beim Einkommen, wobei der Rückgang in Kanada nur gering ist und in den Vereinigten Staaten ein kontinuierlicher Anstieg mit dem Alter des Haushaltsvorstands zu verzeichnen ist.

Die in Kapitel 10 verwendeten Daten ermöglichen auch eine gleichzeitige Betrachtung der Einkommens- und der Vermögensverteilung für eine Teilgruppe der in der LWS erfassten Länder. Auf Personenebene besteht eine hohe Korrelation zwischen Einkommen und Nettovermögen, die aber nicht perfekt ist. Einkommensschwache Personen verfügen im Allgemeinen über weniger Vermögen als der Rest der Bevölkerung; ihr Nettovermögen beträgt in der Regel weniger als die Hälfte des nationalen Durchschnitts.

Ein zweiter nichteinkommensbezogener Indikator für die „Ressourcensteuerung" der privaten Haushalte kann aus *direkten Messungen des privaten Konsums* abgeleitet werden. Der Verbrauch der privaten Haushalte wird theoretisch weniger durch temporäre Einkommensschwankungen beeinflusst und eignet sich somit besser für Untersuchungen der Ungleichheiten zwischen verschiedenen Gruppen. Studierende z.B. mögen zwar einkommensschwach sein, sie sind aber nicht

zwangsläufig konsumschwach, da sie mit der Aussicht auf künftige Erwerbseinkommen Kredite aufnehmen können und häufig von ihren Familien unterstützt werden. Desgleichen erachten es Personen, die einen *vorübergehenden* Einkommensrückgang erleiden, u.U. nicht als erforderlich, ihren Konsum umgehend zu reduzieren, weil sie von ihren Ersparnissen aus den vorangegangenen Jahren zehren können oder darauf hoffen, dass sich ihre Situation bald wieder verbessert.

In den jüngsten Jahren befassten sich mehrere Studien mit den Trends der Ungleichheit bei den Konsumausgaben. Die Ergebnisse zeigen, dass die Konsumungleichheit in den Vereinigten Staaten, im Vereinigten Königreich und in Australien (vgl. Tabelle 11.A.1, verfügbar unter *http://dx.doi.org/10.1787/424402577838*) langsamer zugenommen hat als die Ungleichheit der Haushaltseinkommen, was die Vermutung nahelegt, dass die Jahreseinkommen volatiler geworden sind, die Volatilität der Lebenszeiteinkommen sich aber nicht im selben Maße verändert hat. Hier bestätigen die Daten den seit langem in der Bevölkerung dieser Länder bestehenden Eindruck einer Veränderung. Allerdings ist dieses Muster nicht in allen Ländern anzutreffen. In Japan hat sich die Konsumungleichheit genauso stark erhöht wie die Einkommensungleichheit, und in Polen und der Türkei ist sie *schneller* gestiegen als die Einkommensungleichheit.

Besonders vielversprechend sind Konsumdaten für die Entwicklung direkter Armutsmessgrößen. Das Konzept der „materiellen Deprivation" misst, inwieweit sich Personen in den einzelnen Ländern Güter und Aktivitäten leisten können, die in der jeweiligen Gesellschaft üblich sind. Dieses Konzept wird auf Länderebene seit langer Zeit angewandt, es kann aber auch in einer vergleichenden Perspektive anhand zweier unterschiedlicher Ansätze implementiert werden, die beide in Kapitel 7 des vorliegenden Berichts verwendet werden.

- Beim ersten Ansatz wird zunächst in jedem Land die durchschnittliche Prävalenz verschiedener Deprivationsmerkmale (wie z.B. der Unfähigkeit, einen Urlaub zu finanzieren oder Freunde einzuladen) untersucht, um aus dem Durchschnitt der Werte für die einzelnen Merkmale anschließend summarische Messgrößen abzuleiten. Wird dieser Ansatz auf ein breites Spektrum an Merkmalen angewandt, treten große Unterschiede in Bezug auf das Ausmaß der materiellen Deprivation in den einzelnen OECD-Ländern zu Tage. Diese Messgröße der materiellen Deprivation ist in Ländern mit hoher Einkommensarmut höher, was darauf hindeutet, dass die relative Einkommensarmut, zumindest auf Ebene der Gesamtbevölkerung, effektiv ein Indiz für schwierige Lebensbedingungen ist. Allerdings ist die Prävalenz der materiellen Deprivation auch in Ländern höher, die durch ein niedrigeres Nationaleinkommen gekennzeichnet sind, was den Schluss nahelegt, dass die relativen Einkommensarmutsquoten in Ländern mit relativ niedrigem, aber gleichmäßig verteiltem Lebensstandard u.U. kein besonders gut geeigneter Indikator für materielle Härten sind.
- Beim zweiten Ansatz wird die Reihenfolge der Aggregierung umgekehrt: Zur Ableitung von summarischen Messgrößen der materiellen Deprivation wird zunächst untersucht, inwieweit die einzelnen Befragten einen Mangel an bestimmten Lebensstandardmerkmalen verzeichnen, und dann, für wie viele Personen dies jeweils der Fall ist. Die auf diesem zweiten Ansatz basierenden Ergebnisse zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit materieller Deprivation mit steigendem Einkommen konstant abnimmt. Sie sinkt auch mit zunehmendem Alter, anders als die Wahrscheinlichkeit der Einkommensarmut, für die in den meisten Ländern ein U-förmiger Zusammenhang mit dem Alter festzustellen ist. Daraus lässt sich schließen, dass von Einkommensarmut betroffene ältere Menschen nicht zwangsläufig materielle Deprivation erfahren. Aus den Ergebnissen lässt sich zudem ablesen, dass trotz gewisser Überschneidungen zwischen Einkommensschwäche und Deprivation ein großer Teil der von Einkommensarmut betroffenen Menschen nicht unter materieller Entbehrung leidet und dass umgekehrt ein großer Teil der von materieller Deprivation betroffenen Personen nicht einkommensschwach ist.

Informationen über diese nichteinkommensbezogenen Messgrößen des wirtschaftlichen Wohlergehens sind wichtig für die Sozialpolitik. Besonders deutlich wird dies bei der Betrachtung von Möglichkeiten zur Verbesserung der zielgenauen Ausrichtung sozialer Programme auf die Gruppen mit den größten Bedürfnissen. Das Einkommen ist u.U. keine besonders gut geeignete Variable für die Messung der Fähigkeit zur Deckung der wirtschaftlichen Bedürfnisse. Zudem können sich die Probleme der Verteilungsgerechtigkeit auf eine Reihe von Ungleichheiten beziehen

(z.B. im Bildungs- und Gesundheitswesen), die in diesem Bericht nicht angegangen werden[7]. Indirekt zeigt sich an den in diesem Bericht betrachteten nichteinkommensbezogenen Messgrößen auch die Bedeutung der Untersuchung von Faktoren, mit denen neben der individuellen Einkommens- und Verdienstfähigkeit noch andere Elemente berücksichtigt werden, die zur Verwirklichung eines annehmbaren Lebensstandards beitragen können. Umfassendere Informationen über die Vermögenssituation der privaten Haushalte würden es zudem ermöglichen zu untersuchen, wie sich die vermögensabhängigen Bedürftigkeitsprüfungen, die in den Sozialprogrammen mehrerer Länder vorgesehen sind, auf das Verhalten von Sozialhilfebeziehern auswirken und welche Effekte die unterschiedlichen am Vermögensbesitz orientierten Sozialprogramme haben, die jüngst in mehreren OECD-Ländern eingeführt wurden.

Dynamische Messgrößen

Messgrößen der wirtschaftlichen Ressourcen, mit denen das Einkommen – oder auch das Vermögen oder die materielle Deprivation – zu einem bestimmten Zeitpunkt untersucht wird, sind stets mehr oder weniger „statisch". Es ist gut möglich, dass kurz nach dem Ende des Betrachtungszeitraums ein Ereignis eintritt, das den Lebensstandard der privaten Haushalte verändert. Dies ist insofern wichtig, als sich die Sozialpolitik nicht für vorübergehende Rückschläge interessiert, die im Leben eines jeden zu punktuellen Phasen der Einkommensschwäche führen können, sondern für die *Persistenz* dieser ungünstigen Bedingungen im Zeitverlauf. Die Bedeutung dynamischer Messgrößen der wirtschaftlichen Ungleichheit zeigt sich an Längsschnittdaten, mit denen die individuelle Einkommensentwicklung im Zeitverlauf erfasst wird, und an Studien, die das Einkommen einzelner Personen mit dem ihrer Eltern vergleichen.

Am deutlichsten kommen die Vorteile von Längsschnittdaten, die das Einkommen einer Person im Zeitverlauf verfolgen, bei der Betrachtung der Einkommensarmut zum Ausdruck. Längsschnittdaten ermöglichen es, eine Unterscheidung zwischen drei Personengruppen vorzunehmen: *a)* Personen, die vorübergehend arm sind, *b)* Personen, die unter dauerhafter Armut leiden, und *c)* Personen, die während einer gegebenen Anzahl von Jahren mehrmals in Einkommensarmut ein- und austreten. Auch wenn solche Daten in der Regel nur für eine Minderheit von Ländern vorliegen, lassen sich anhand der in Kapitel 6 für 17 OECD-Länder dargelegte Evidenz, die auf Einkommensinformation für drei Jahre in Folge basiert, doch folgende Beobachtungen machen:

- Rund 45% der Personen, die auf der Basis statischer Einkommensmaße als arm eingestuft werden, verzeichnen in den nächsten drei Jahren einen Anstieg ihres Einkommens über die Armutsgrenze (50%); im letzten Jahr haben jedoch weniger als 10% ein über dem Medianeinkommen liegendes Einkommen.
- Im Durchschnitt waren rd. 5% der Bevölkerung in allen drei Jahren und weitere 4% während zwei der drei betrachteten Jahre arm.
- Ein größerer Anteil der Bevölkerung (17%) erlebt während eines Dreijahreszeitraums einen punktuellen Rückgang des Einkommens unter die Armutsgrenze.

Im Vergleich verzeichnen die Länder, die gemessen am statischen Einkommen eine höhere Armutsquote aufweisen, allerdings auch eine höhere dauerhafte Armut (Abb. 11.3, linker Teil), und der Anteil der Bevölkerung, der während des Dreijahreszeitraums eine punktuelle Einkommensschwäche erlebt, ist ebenfalls höher. Es besteht eine starke Korrelation zwischen auf Jahresbasis berechneten Messgrößen der Einkommensarmut und sowohl enger als auch weiter gefassten Armutsmaßen, die unter Verwendung von Längsschnittdaten ermittelt werden. Untersucht man darüber hinaus die Bedeutung unterschiedlicher Begebenheiten, zeigt sich, dass der Eintritt in Armut hauptsächlich mit familiären oder beruflichen Ereignissen zusammenhängt, wobei sich deren Bedeutung allerdings je nach Art der Einkommensarmut unterscheiden kann (z.B. vorübergehende oder wiederkehrende Armut).

Um über die statischen Einkommensdaten hinauszugehen, bietet es sich als zweite Möglichkeit an, die *intergenerative Einkommensmobilität* zu untersuchen. Erhebungen aus allen OECD-Ländern zeigen, dass die Mehrzahl der Befragten Einkommensungleichheiten für akzeptabel hält, sofern sie mit mehr Chancengleichheit einhergehen. In der Tat entspricht das Streben nach Chancen-

gleichheit eher der Vorstellung der meisten Menschen von Gerechtigkeit und Fairness als das Bemühen, die Einkommensungleichheiten an sich zu verringern. Leider ist die Chancengleichheit schwer zu definieren, noch schwerer zu messen und besonders schwer zu erreichen – nicht zuletzt, weil sich in den Möglichkeiten jedes Einzelnen z.T. Faktoren und Entscheidungen widerspiegeln, die den Eltern zuzuschreiben sind.

Um dem Begriff der Chancengleichheit einen praktischen Inhalt zu verleihen, kann jedoch gemessen werden, inwieweit es Kindern aus Niedrigeinkommenshaushalten gelingt, auf der Einkommensleiter aufzusteigen, wenn sie das Erwachsenenalter erreichen. Obgleich geeignete Informationen für solche Untersuchungen nur für einige Länder und Bereiche existieren, zeigen die in Kapitel 8 vorgestellten Messgrößen, dass der familiäre Hintergrund eine sehr starke Determinante für den Erfolg bleibt, unabhängig davon, ob dieser an den Schülerleistungen im Sekundarbereich oder an der Position der Söhne auf der Einkommensleiter gegenüber ihren Vätern gemessen wird. Die im Ländervergleich festzustellenden Unterschiede beim Grad dieser intergenerativen Elastizität sind groß. Es gibt Belege dafür, dass die intergenerative Weitergabe von Vor- und Nachteilen im Vereinigten Königreich, in den Vereinigten Staaten und in Italien besonders hoch ist, während sie in den meisten nordischen Ländern wesentlich schwächer ausgeprägt ist. Dies deutet darauf hin, dass in Ländern mit geringerer Einkommensungleichheit auf der Basis statischer Einkommensmaße (unterer Bereich links von Abb. 11.3, rechter Teil) zugleich eine größere soziale Mobilität zu beobachten ist, obwohl es hier auch Ausnahmen gibt – z.B. Australien und Kanada, wo eine hohe Mobilität mit einer recht hohen Ungleichheit einhergeht, und Frankreich, das eine niedrigere Mobilität aufweist, als angesichts seines Ungleichheitsniveaus zu erwarten wäre.

Wie in Kapitel 8 erläutert, lässt sich aus dieser Art der Betrachtung der Ungleichheit u.a. folgende Schlussfolgerung ziehen, nämlich dass Personen, die der Ressourcenverteilung zu einem gegebenen Zeitpunkt laut eigener Angabe keine große Bedeutung beimessen, solange jeder die gleichen Erfolgschancen hat, in Wirklichkeit einer Illusion nachhängen. Voraussetzung für Chancengleichheit ist häufig auch eine gleiche Ausgangssituation. Daraus ergibt sich, dass eine gleichere Verteilung der Ressourcen eine notwendige Vorbedingung für die Schaffung fairer Chancen ist, allerdings geht es bei diesen Ressourcen und durch die Eltern gegebenen Möglichkeiten um weit mehr als nur um das laufende Einkommen. Daher muss die Aufmerksamkeit darauf gerichtet werden, sicherzustellen, dass das Bildungssystem allen Kindern gleiche Lernchancen bietet und alle Erwachsene Zugang zu Weiterbildung haben.

Fazit

Angesichts der begrenzten Aussagekraft konventioneller, am monetären Jahreseinkommen der Haushalte orientierter Messgrößen der Ungleichheit ist es sehr hilfreich, auf Informationen über zusätzliche Dimensionen des Wohlergehens der privaten Haushalte zurückgreifen zu können. Alle in diesem Abschnitt betrachteten Messgrößen haben aber ihre Nachteile, weshalb es derzeit noch unwahrscheinlich ist, dass es möglich sein wird, auf am Jahreseinkommen orientierte Schätzungen der Ungleichheit oder der Armut zu verzichten. Indessen können *vorläufig* folgende Schlussfolgerungen gezogen werden:

- Messgrößen der Ungleichheit auf der Basis der monetären Jahreseinkommen führen im Vergleich zu Messgrößen, die öffentliche Dienstleistungen einbeziehen, zu einer Überzeichnung der Gesamtungleichheit bei der Ressourcenausstattung der privaten Haushalte. Diese Schlussfolgerung muss allerdings insofern abgeändert werden, als Verbrauchsteuern in einer Zunahme der Ungleichheit der Ressourcenverteilung resultieren, wobei die Daten aber belegen, dass dieser Effekt kleiner ist als der ausgleichende Effekt der anderen Faktoren. Weitere in diesem Bericht nicht berücksichtigte Faktoren (wie Arbeitgeberleistungen und kalkulatorische Kapitaleinkommensströme) könnten jedoch bewirken, dass die Ungleichheiten größer sind, als ausschließlich auf monetären Einkommen basierende Messgrößen vermuten lassen.
- Am Jahreseinkommen orientierte Armutsmessgrößen stellen recht gute Indikatoren für das Ausmaß der materiellen Härten in den einzelnen Ländern dar. Sie sind stark mit den Ergebnissen von über längere Zeiträume durchgeführten Messungen sowie Messgrößen der materiellen Deprivation korreliert. Allerdings eignen sie sich umso weniger als Indikatoren für

das Ausmaß der Armut, je mehr der durchschnittliche Lebensstandard im Ländervergleich variiert. Und auch wenn sie gute Indikatoren für die Armut in den einzelnen Ländern sind, stellen auf dem Einkommen basierende Messgrößen keine besonders geeigneten Indikatoren auf Personenebene dar. Die Veränderung des zu berücksichtigenden Zeitraums hat einen gewaltigen Effekt darauf, wer als arm und wer nicht als arm eingestuft wird. Die Überschneidung zwischen Einkommensarmut und materieller Deprivation ist bei weitem nicht perfekt. Solche Schlussfolgerungen machen deutlich, dass es für die Politikgestaltung von entscheidender Bedeutung ist, bei der Evaluierung der erforderlichen sozialen Unterstützung neben dem laufenden Einkommen noch eine Reihe anderer Faktoren einzubeziehen.

- Es liegen erhebliche Befunde darüber vor, dass der Lebensstandard älterer Menschen höher ist als aus Messgrößen des monetären Jahreseinkommens zu schließen ist. Je älter die Menschen, umso geringer ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie unter materieller Deprivation leiden, und umso wahrscheinlicher ist es, dass sie über ein größeres Vermögen verfügen. Die Einkommensverteilung zeigt, dass Familien mit Kindern derzeit im Durchschnitt mit größerer Wahrscheinlichkeit von Armut betroffen sind als Personen im Alter von 65-75 Jahren; und die tatsächliche Kluft beim Lebensstandard ist vermutlich sogar größer, als diese statistischen Werte vermuten lassen.

Welche Konsequenzen haben diese Ergebnisse für Maßnahmen zur Reduzierung der Armut und der Ungleichheit?

Bisher hat sich der vorliegende Bericht hauptsächlich mit den „Merkmalen" der Ungleichheit und Armut in den OECD-Ländern befasst. Viele dieser Merkmale haben jedoch Konsequenzen für die Konzipierung effektiverer Maßnahmen, um diesen Problemen zu begegnen. Dieser Abschnitt bietet eine Veranschaulichung dieser Implikationen auf der Basis konventioneller Messgrößen des monetären Einkommens. In diesem Zusammenhang ist es hilfreich, zwei Unterscheidungen vorzunehmen:

- Die erste bezieht sich auf die genaue Natur des Gleichheitsziels, das von den Regierungen verfolgt wird. Auch wenn sich ein Großteil dieses Berichts mit den Einkommensungleichheiten in der Gesamtverteilung befasste, ist das dringendste Anliegen vieler OECD-Länder doch die Armut und weniger die Ungleichheit an sich. Daher wird in diesem Abschnitt der Effekt verschiedener Strategien im Hinblick auf die Reduzierung der relativen Einkommensarmut in der Erwerbsbevölkerung untersucht. Der genauen Natur des von den Regierungen verfolgten Gleichheitsziels kommt eine wichtige Rolle zu, da die Effekte verschiedener Maßnahmen von den Merkmalen der Personen abhängen, denen sie zugute kommen sollen.
- Die zweite Unterscheidung betrifft zwei verschiedene Arten von Strategien zur Reduzierung der Armut. Die erste Strategie zielt auf die Bekämpfung der Ungleichheiten ab, *nachdem* diese auf dem Markt entstanden sind, wobei die wichtigsten hierzu eingesetzten Instrumente öffentliche monetäre Transfers und bei den privaten Haushalten erhobene direkte Steuern und Sozialabgaben sind („Umverteilungsstrategie"). Die zweite Strategie ist darauf ausgerichtet, eine weniger ungleiche Verteilung der Markteinkommen zu erwirken, und das Hauptinstrument zur Verwirklichung dieses Ziels ist die Anhebung der Beschäftigungsquoten und die Verbesserung der Beschäftigungschancen für eine größere Zahl von Haushalten („Beschäftigungsstrategie").

In diesem Abschnitt werden zunächst einige Merkmale dieser beiden Strategien zur Verringerung der Armut beschrieben, um dann anhand konkreter Daten ihren potenziellen Effekt im Hinblick auf die Armutsreduzierung in verschiedenen OECD-Ländern zu untersuchen.

Die Umverteilungsstrategie

Auch wenn die Umverteilung von Reich nach Arm nur eine der Zielsetzungen der staatlichen Politik ist, dürften der Umfang ihrer Effekte und die genutzten Kanäle zunehmend auf den Prüfstand kommen, da die Besorgnis über die größer werdenden Disparitäten bei den wirtschaftlichen Bedingungen und Chancen in der Gesellschaft wächst. Zwei Erwägungen sind für die Konzipierung von Umverteilungsmaßnahmen relevant.

- Die erste bezieht sich auf die relative Rolle von monetären Transfers und bei den privaten Haushalten erhobenen direkten Steuern und Sozialabgaben. Für das richtige Gleichgewicht zwischen diesen beiden Elementen sind mehrere Faktoren maßgeblich. Einerseits können monetäre Transfers effektiv als negative Steuern betrachtet werden, was bedeutet, dass für den Einzelnen eigentlich nur das „Nettoeinkommen" ausschlaggebend sein dürfte. Andererseits kann das „Hin und Her" von Leistungen und Steuern (zu dem es kommt, wenn ein und dieselbe Person hohe Steuern und Abgaben entrichtet und zugleich umfangreiche Leistungen empfängt) das Wohlergehen der Bevölkerung verringern – sei es auf Grund von zeitlichen Inkongruenzen zwischen den verschiedenen Maßnahmen oder weil Steuern die diskretionäre Kontrolle der Betroffenen über die Allokation ihrer Ressourcen vermindern. In der Praxis dürften Personen am unteren Ende der Einkommensverteilung wenig Steuern zahlen, so dass die für sie vorgesehene Unterstützung in der Regel die Form von monetären Transfers annimmt. Diese Leistungen können auf unterschiedliche Art bereitgestellt werden (entweder durch eine für die jeweiligen Leistungen zuständige Verwaltung oder durch das Steuersystem) und an verschiedene Bedingungen geknüpft sein, was Konsequenzen für das Wohlergehen der Leistungsempfänger hat.

- Die zweite Erwägung betrifft das Gleichgewicht zwischen der Gesamthöhe der öffentlichen Transfers und dem je ausgegebenen Dollar erzielten Umfang der Umverteilung. Wie in Kapitel 4 erläutert, kann ein bestimmtes Verteilungsziel durch unterschiedliche Kombinationen von Niveau und Ausrichtung der Sozialausgaben verfolgt werden. Die dort dargelegte Evidenz deutet darauf hin, dass Länder mit einer höheren Umverteilung je ausgegebenen Dollar eine geringere Sozialausgabenbelastung haben als andere. Dieser Trade-off impliziert, dass mit einem gegebenen Steuerbetrag mehr Umverteilung erzielt werden könnte, wenn die Sozialprogramme direkter auf die Bedürftigsten ausgerichtet würden, bzw. umgekehrt, dass dieselbe Umverteilung mit geringerem Steuerdruck erreicht werden könnte. Auch wenn der „optimale" Umfang des Targeting durch unterschiedliche Erwägungen beeinflusst wird, gibt es doch eine einfache Option, die öffentlichen Anstrengungen auf die Bedürftigsten auszurichten: die Ausgaben weg von einkommensbezogenen Programmen (wie Altersrenten) hin zu Programmen verschieben, bei denen der Leistungsanspruch in gewissem Umfang von der Ressourcenausstattung der Leistungsempfänger abhängig ist. Bei auf Erwerbspersonen ausgerichteten Programmen kann ein stärkeres Targeting in der Einkommensschicht, die mit einem Leistungsentzug konfrontiert ist, allerdings zu größeren Negativanreizen für Erwerbsbeteiligung und Leistungsbereitschaft führen. Das Targeting könnte auch die Akzeptanz der Politik in den höheren Einkommensgruppen verringern, die sich veranlasst sehen könnten, aus den öffentlichen Programmen „auszusteigen", um zu privaten Anbietern überzuwechseln, und gegen Parteien zu stimmen, die für höhere Ausgaben eintreten.

Bestimmte Merkmale der Steuer- und Transfersysteme wirken sich auf den Umfang des mit der fiskalischen Umverteilung verbundenen Effizienzverlusts aus, alle Formen der Umverteilung verzerren jedoch das Verhalten der Wirtschaftssubjekte und implizieren folglich *gewisse* Einbußen an wirtschaftlicher Effizienz. Diese Verluste sind der Grund dafür, warum Umverteilungsmaßnahmen häufig eine schlechte Presse haben. Schlecht konzipierte Transfermaßnahmen haben in der Tat manchmal dazu geführt, dass sich der Anreiz, einer Erwerbstätigkeit nachzugehen, verringerte und der Zusammenhang zwischen Anstrengung und Entlohnung geschwächt wurde. Aber diese negativen Effekte sind für sich genommen kein Argument gegen fiskalische Umverteilung. Die meisten Gemeinwesen interessieren sich in der Regel *sowohl* für Effizienz *als auch* für Gleichheitsziele, was darauf hindeutet, dass die entscheidende Frage darin liegt, wie der Trade-off zwischen diesen beiden Zielen gelöst werden kann. Unabhängig von der Einstellung zu diesem Trade-off ist die fiskalische Umverteilung nach wie vor eine bessere Antwort auf die Ängste, die durch wachsende Ungleichheiten ausgelöst werden, als die protektionistischen Maßnahmen, die einige Länder in Reaktion auf die Globalisierung zu ergreifen drohen. Wie seitens der Regierungen seit langer Zeit erkannt wurde, besteht die Frage nicht darin, ob umverteilt werden soll, sondern wie die Umverteilung bewirkt werden kann, ohne die Marktsignale zu stark zu beeinträchtigen.

Die Beschäftigungsstrategie

Umverteilungsmaßnahmen haben per definitionem „nachsorgenden" Charakter, da sie die Armut und die Ungleichheit mindern, nachdem diese auf dem Markt entstanden sind. Umverteilung ist jedoch nur eine mögliche Antwort auf das Armutsproblem. Ein anderer Ansatz, um der Besorgnis in Bezug auf die Ungleichheit zu begegnen, ist die Einführung von Präventivmaßnahmen, die die Wahrscheinlichkeit verringern, dass sich Armut entwickelt, und die beste Möglichkeit dies zu erreichen, besteht darin, den Zugang zur Erwerbstätigkeit zu erleichtern. Den Betroffenen beim Übergang vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit zu helfen, ist ein zentrales Element der „aktiven Sozialpolitik" (OECD, 2005). Diese Politik beruht auf dem Gedanken, dass die Regierungen die Konsequenzen einer größeren Ungleichheit der Markteinkommen nicht einfach durch mehr Umverteilung mindern können (insbesondere wenn andere öffentliche Ausgabenbelastungen ebenfalls zunehmen), sondern ehrgeiziger danach streben sollten, die Bedingungen für die persönliche Entwicklung jedes Einzelnen zu verbessern.

Die Förderung des Übergangs vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit ist ein herausragendes Merkmal der Reformen, die von mehreren OECD-Ländern seit einigen Jahren verfolgt werden. Diese Maßnahmen, die zuerst für Empfänger von Arbeitslosenleistungen eingeführt wurden, sind seitdem auf andere Kategorien von Leistungsempfängern ausgedehnt worden, wie Alleinerziehende und Empfänger von Invaliditätsrenten. Sie kombinieren in der Regel aktivere Interventionen der staatlichen Stellen, die diese Programme verwalten, mit einer automatischen Vermittlung der Leistungsempfänger in freie Stellen, Dienstleistungen zur Erleichterung des Übergangs vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit, Änderungen der steuer- und leistungsrechtlichen Regeln zur Reduzierung möglicher „Arbeitslosigkeitsfallen", strengeren Verpflichtungen für Leistungsempfänger zur Annahme geeigneter Stellenangebote, einer Befristung der Leistungsbezugsdauer sowie Leistungskürzungen im Fall der Nichteinhaltung der Auflagen. Die Effekte dieser Maßnahmen in Bezug auf die Reduzierung der Leistungszahlungen und die Ausweitung der Beschäftigung übertrafen in vielerlei Hinsicht die Erwartungen, wobei die höhere Beschäftigung allerdings nicht immer deutliche Verbesserungen der Lebensbedingungen zur Folge hatte. Zwar reduziert sich durch den Übergang vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit die Armut (vorausgesetzt, die Erwerbseinkommen liegen über der Armutsgrenze), doch sind die fraglichen Maßnahmen häufig mit einem Trade-off anderer Art verbunden, nämlich einer Verschlechterung der Lebensbedingungen derjenigen, die weiterhin Leistungen beziehen oder die aus dem Leistungsbezug ausscheiden, ohne eine Beschäftigung aufzunehmen. Obgleich Maßnahmen für den Übergang vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit nicht immer nur (und auch nicht hauptsächlich) auf die Armutsreduzierung abzielen, liegt ihre Bedeutung für Armutsbekämpfungsstrategien darin, dass sie dazu beitragen, *sowohl* Gleichheit *als auch* Effizienz zu erzielen. Da Personen dabei geholfen wird, eine Beschäftigung aufzunehmen und selbstverantwortliche Mitglieder der Gesellschaft zu werden, sind diese Maßnahmen förderlich, um einer Zunahme der Ungleichheit der Markteinkommen von vornherein entgegenzuwirken.

Welche Strategie eignet sich am besten zur Armutsreduzierung?

Für die Praxis interessant in Bezug auf diese beiden Strategien ist die Frage der Größenordnung ihrer Effekte auf die Armut. Da die Effekte der meisten Armutsbekämpfungsmaßnahmen umstritten sind, lässt sich nur schwer abschätzen, welche Strategie für sich gesehen am wirkungsvollsten ist. Zur Veranschaulichung ihrer potenziellen Wirkung können die Effekte der Strategien in einem einfachen hypothetischen Szenario verglichen werden. Der hier verwendete Ansatz gleicht dem, der von Whiteford und Adema (2007) für Familien mit Kindern beschrieben wird. Dazu wird zunächst ein Referenzwert in Bezug auf den Effekt der Steuern und Leistungen hinsichtlich der Armutsminderung oder in Bezug auf das Beschäftigungsniveau festgesetzt, wobei davon ausgegangen wird, dass die Länder diesen Referenzwert auf die eine oder andere Weise erreichen können. Die „Umverteilungsstrategie" unterstellt, dass alle OECD-Länder die Armutsreduzierung (d.h. die proportionale Differenz zwischen den Armutsquoten vor und nach Steuern und Transfers) erreichen können, die derzeit von dem am drittbesten abschneidenden Land erzielt wird; in der „Beschäftigungsstrategie" werden demgegenüber die Auswirkungen auf die Armut simuliert, wenn der Anteil der Erwerbslosenhaushalte auf das Niveau des Landes reduziert wird, wo er derzeit am drittniedrigsten ist, und der Anteil der Doppelverdienerfamilien auf das Niveau des Landes angehoben wird, wo er derzeit am dritthöchsten ist.

Abbildung 11.4 vergleicht den Effekt der beiden Strategien auf die Armutsquote von Personen, die in Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter leben (bei einem Schwellenwert von 50% des Medianeinkommens). Die Ergebnisse spiegeln z.T. den (arbiträren) Charakter des festgesetzten Referenzwerts wider. Zum Beispiel erklären sich die stärkeren Effekte der „Umverteilungsstrategie" im Vergleich zur Strategie mit Anhebung des Anteils der Doppelverdienerhaushalte daraus, dass der Abstand gegenüber dem jeweils am drittbesten abschneidenden Land im Hinblick auf das Umverteilungsziel größer ist als auf die Prävalenz von Doppelverdienerhaushalten[8]. Desgleichen hängt die Größenordnung dieser Effekte z.T. von der jeweils angelegten Armutsgrenze ab (d.h. je höher der Schwellenwert ist, umso größer ist auch der Anteil der einkommensarmen Erwerbstätigenhaushalte und umso stärker sind die Effekte der „Umverteilungsstrategie"). Trotz dieser Einschränkungen können aus Abbildung 11.4 zwei Hauptschlussfolgerungen gezogen werden:

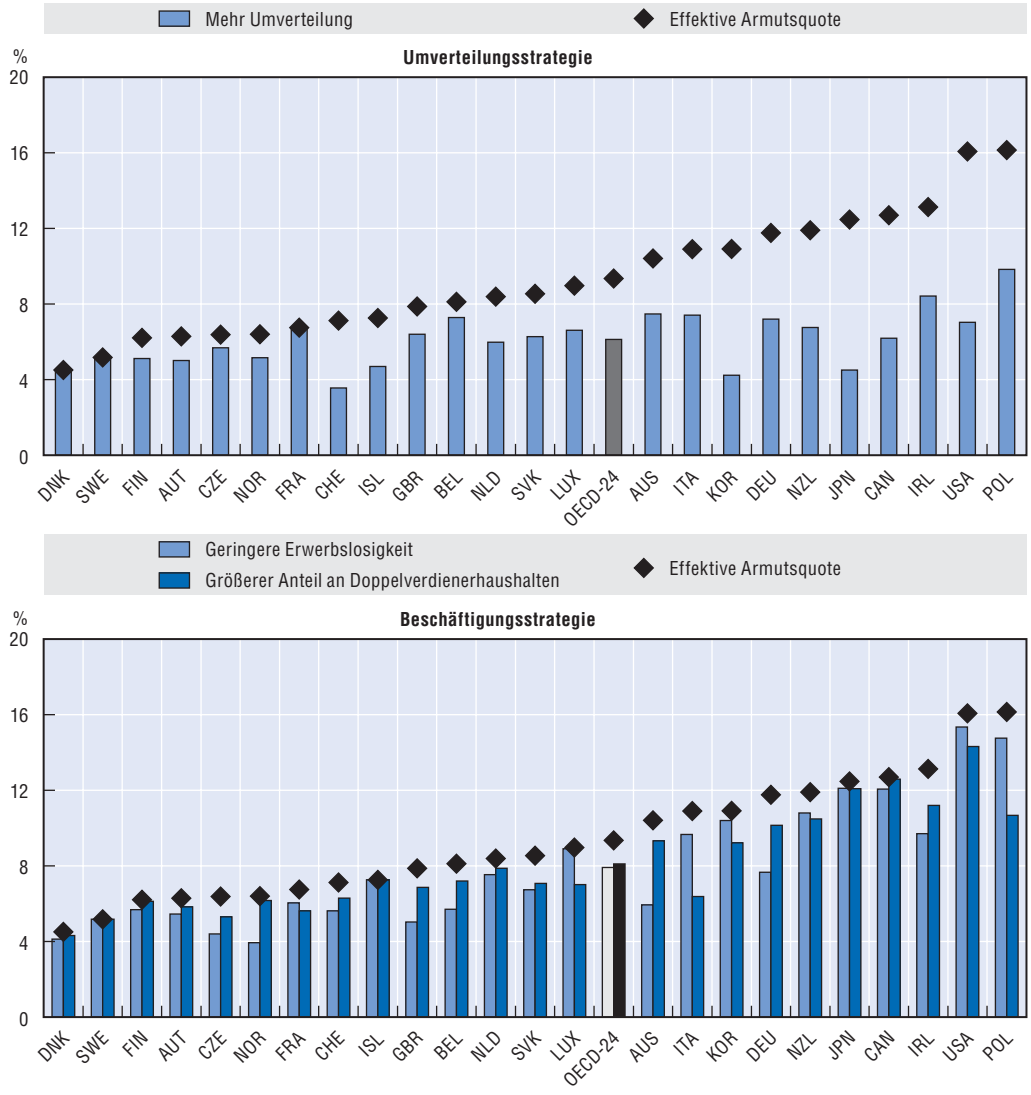
- Die erste Schlussfolgerung ist, dass der Effekt verschiedener Strategien von den nationalen Gegebenheiten abhängt, d.h. dass kein Maßnahmenkatalog unter allen Bedingungen funktioniert. Im oben dargelegten Szenario beträgt die durch die „Umverteilungsstrategie" erzielte Verringerung der Armutsquote in Belgien, Dänemark, Frankreich, Schweden und der Tschechischen Republik weniger als 1 Prozentpunkt, während sie in Japan, Kanada, Korea, Polen und den Vereinigten Staaten 6 Prozentpunkte übersteigt. Die Sozialausgaben sind in den meisten dieser Länder natürlich niedrig, so dass der Umfang der Ausgabenerhöhung beträchtlich ist. Demgegenüber beläuft sich der Rückgang der Armutsquote im Szenario mit geringerer Erwerbslosigkeit in der Hälfte der Länder auf 1 Prozentpunkt oder weniger, wohingegen er in Australien und Deutschland über 4 Prozentpunkte hinausgeht und in Belgien, Irland, Norwegen, der Tschechischen Republik und dem Vereinigten Königreich signifikant ist (zwischen 2 und 4 Prozentpunkte). Desgleichen liegt die Veränderung der Armutsquote im Szenario mit Anhebung des Anteils der Doppelverdienerfamilien in der Hälfte der Länder bei 2 Prozentpunkten oder darunter, in Polen und Italien jedoch bei über 4 Prozentpunkten.

- Die zweite Schlussfolgerung lautet, dass sich die beiden Strategien am wirkungsvollsten erweisen, wenn sie miteinander kombiniert werden. Die im Hinblick auf die Armutsquoten am besten abschneidenden Länder verbinden in der Regel hohe Leistungen für Erwerbslosenhaushalte mit einer Ausrichtung auf die Erleichterung des Beschäftigungszugangs für Erwerbslose. Beispielsweise gehören von den acht Ländern mit der niedrigsten Armutsquote sechs auch zu dem Drittel der Länder, die eine stärkere Umverteilung zu Gunsten des unteren Endes der Einkommensskala vornehmen, zwei zu dem Drittel der Länder mit der niedrigsten Inzidenz von Erwerbslosenhaushalten und zwei zu dem Drittel der Länder mit der höchsten Prävalenz von Doppelverdienerhaushalten. Analog dazu zählen von den acht Ländern mit der höchsten Armutsquote sechs zu dem Drittel der Länder, die am wenigsten umverteilen, drei zu dem Drittel der Länder mit der höchsten Prävalenz von Erwerbslosigkeit und drei zu dem Drittel der Länder mit der niedrigsten Prävalenz von Doppelverdienerhaushalten. Dies legt den Schluss nahe, dass *sowohl* der Zugang zu Beschäftigung *als auch* die Umverteilung wichtig sind, um die Armut zu reduzieren.

Abschließend ist noch festzustellen, dass die beiden hier beschriebenen Strategien keine entgegengesetzten Pole darstellen, sondern Teil eines Kontinuums von Optionen sind. Die Negativanreize der „Umverteilungsstrategie" sind besonders groß, wenn sie die Form von Subventionen an Erwerbslose annimmt. Da sich das Armutsrisiko aber stärker auf Haushalte mit Erwerbseinkommen verlagert, kann sich eine erfolgreiche Armutsbekämpfung zunehmend auf Programme stützen, mit denen die Erwerbseinkommen von Geringverdienern aufgebessert werden. Solche Programme sind wichtig, da es nicht ausreicht, Leistungsempfänger in eine Beschäftigung zu bringen, die zu schlecht bezahlt ist, um ihnen oder ihren Familien einen realistischen Weg aus der Armut zu bieten. Damit eine dauerhafte Armutsverringerung erzielt werden kann, müssen die Maßnahmen gewährleisten, dass die betroffenen Personen ihre Arbeitsplätze auch behalten (für viele trifft dies derzeit nicht zu), dass sie ein ausreichendes Erwerbseinkommen beziehen, um der Armut zu entkommen (was nicht immer der Fall ist), und dass sie Aufstiegsmöglichkeiten erhalten (was in der Regel Weiterbildung und Akkumulation von Humankapital voraussetzt). Zu diesem Zweck könnten Maßnahmen zur Förderung des Übergangs vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit ergänzt werden durch auf die Familiensituation abgestimmte, beschäftigungsabhängige

Abbildung 11.4 **Durch „Umverteilungs- und Beschäftigungsstrategien“ erzielte Armutsreduzierung, Mitte der 2000er Jahre**

Armutsquoten unter Personen, die in Haushalten mit einem Vorstand im Erwerbsalter leben; auf der Basis eines bei der Hälfte des äquivalenzgewichteten verfügbaren Medianeinkommens angesetzten Schwellenwerts



StatLink http://dx.doi.org/10.1787/424354624210

Anmerkung: Die Länder sind von links nach rechts in aufsteigender Reihenfolge entsprechend der effektiven Armutsquote dargestellt. Die „Umverteilungsstrategie“ unterstellt, dass die Länder dieselbe prozentuale Reduzierung der Markteinkommensarmut erzielen, die derzeit von dem Land mit der dritthöchsten Verringerung erreicht wird. Die „Beschäftigungsstrategie“ umfasst zwei Varianten: Bei der ersten erlangen die Länder die gleiche Prävalenz von Erwerbslosenhaushalten (gemessen am Anteil der in Haushalten ohne Erwerbstätige lebenden Personen), die derzeit in dem Land mit dem drittniedrigsten Niveau gegeben ist; bei der zweiten Variante erreichen die Länder die gleiche Prävalenz von Doppelverdienerfamilien, wie in dem Land mit dem dritthöchsten Niveau. In Ländern, die besser abschneiden als der Referenzwert, dürften keine Veränderungen eintreten. Die Referenzwerte für die „Umverteilungsstrategie“ beziehen sich auf die Armutsreduzierung insgesamt. Die Referenzwerte für die „Beschäftigungsstrategie“ gelten für vier Haushaltstypen (Alleinstehende sowie Zwei- und Mehrpersonenhaushalte, mit und ohne Kinder). Das Szenario beschränkt sich auf die Länder, für die Informationen über die Markteinkommensarmut vorliegen.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage des OECD-Fragebogens zur Einkommensverteilung.

Leistungen für Niedriglohnbezieher, an die Arbeitgeber gezahlte Lohnsubventionen für die Einstellung oder Weiterbeschäftigung von Geringverdienern, übertragbare Ansprüche auf Umschulung und Krankenversicherung, Maßnahmen zur Förderung von Möglichkeiten zur Höherqualifizierung sowie Dienstleistungen, die es Eltern erlauben, Erwerbsleben und Kinderbetreuung zu vereinbaren (durch flexible Arbeitsstrukturen, Zugang zu qualitativ hochwertiger und erschwinglicher Kinderbetreuung und eine stärkere Ausrichtung der Organisation der Schulen entsprechend den Bedürfnissen erwerbstätiger Eltern).

Aus diesen Überlegungen ergibt sich, dass es zur Lösung von Problemen in Zusammenhang mit wirtschaftlichen Ungleichheiten sowohl einer *Schwerpunktverlagerung* bei den Sozialprogrammen als auch eines *ausgeglichenen* Maßnahmenkatalogs bedarf. Steht die „Beschäftigung" im Zentrum der Anstrengungen zur Verringerung von Armut und Ungleichheit, wird anerkannt, dass sich die Ungleichverteilung der wirtschaftlichen Ressourcen besser durch Subventionen für Niedriglohnbezieher reduzieren lässt als durch Zahlungen bei Nichterwerbstätigkeit und dass Transfers für Erwerbslose wirksamer sind, wenn sie mit Dienstleistungen kombiniert werden, die den Übergang vom Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit fördern sollen. Die Notwendigkeit eines Ausgleichs resultiert aus der Erkenntnis, dass sich manche Menschen bei der Arbeitsmarktteilnahme mit tiefgreifenderen Schwierigkeiten konfrontiert sehen als andere, dass viele Tätigkeiten nicht ausreichend vergütet werden, um vor Armut zu schützen, und dass Kinder in keinem Fall für die Versäumnisse ihrer Eltern verantwortlich gemacht werden können (Ringen, 2007).

Schlussbetrachtungen

Ganz gleich, wie die verschiedenen Maßnahmen kombiniert werden, sollten die gesellschaftlichen Ziele im Hinblick auf die Verringerung der wirtschaftlichen Ungleichheiten – zumindest, wenn diese im Widerspruch zu den in der Gesellschaft allgemein anerkannten Normen der Fairness zu stehen scheinen – klar formuliert sein und unter den Prioritäten der Regierungen den ihnen gebührenden Platz einnehmen. Die genaue Formulierung dieser Ziele kann sich in den einzelnen Ländern unterscheiden – das Spektrum reicht hier von Zielwerten für die Reduzierung der Armut von Kindern (wie im Vereinigten Königreich) oder in der Gesamtbevölkerung (wie in Irland) bis hin zu solchen für das Wachstum einer geeigneten Messgröße des Haushaltseinkommens (z.B. des Medianeinkommens)[9]; entscheidend ist jedoch, dass diese Ziele klar festgesetzt werden, dass die Maßnahmen in allen Bereichen (z.B. Steuer-, Gesundheits- und Bildungswesen) nach ihrem Beitrag zu diesen Zielen evaluiert werden und dass die Regierungen für ihren Erfolg oder Misserfolg im Hinblick auf ihre Verwirklichung rechenschaftspflichtig sind. Die Überprüfung der Umsetzung dieser Ziele erfordert in jedem Land eine angemessene statistische Infrastruktur und geeignete Indikatoren. Darüber hinaus sind vergleichende Daten erforderlich, um den Einfluss gemeinsamer und länderspezifischer Faktoren auf ihre Entwicklung zu bewerten. Aus all diesen Gründen sind die in diesem Bericht vorgelegten Informationen von entscheidender Bedeutung für die Konzipierung besserer Maßnahmen, um ein gerechteres Wachstum zu fördern.

Anmerkungen

1. Die durchschnittliche Veränderung des Gini-Koeffizienten während der letzten beiden Dekaden entspricht rd. 15% des Abstands zwischen der Einkommensungleichheit in Dänemark und in den Vereinigten Staaten; im Fall des Dezilverhältnisses (P90/P10) entspricht die durchschnittliche Veränderung in diesem Zeitraum weniger als 10% des Abstands zwischen diesen beiden Ländern.

2. Die Daten für Belgien in den Jahren 1983 und 1995 basieren auf Steuerdaten und sind mit denen späterer Jahre nicht völlig vergleichbar (vgl. Anmerkung 7, S. 151). Insbesondere die Schätzungen der Veränderungen der Armutssituation dürften im Vergleich zu anderen nationalen Erhebungen nach unten verzerrt sein.

3. Die Entscheidung für Kinder ist ein wichtiger Bestimmungsfaktor für die Haushaltsgröße und wirkt sich – wenn sich die Geburtenziffern innerhalb der Einkommensverteilung unterschiedlich entwickeln – auch auf die Einkommensungleichheit aus. Im Durchschnitt sind die Geburtenziffern am unteren Ende und in der Mitte der Einkommensverteilung etwas stärker zurückgegangen als am oberen Ende, insbesondere in den Vereinigten Staaten und den meisten europäischen Ländern, während in Mexiko, Polen und Schweden

die umgekehrte Entwicklung zu beobachten war. Ein stärkerer Rückgang der Geburtenziffern am unteren Ende der Einkommensverteilung erlaubt es den betreffenden Haushalten, die verfügbaren Ressourcen auf eine kleinere Anzahl von Personen zu verteilen, wodurch der Anstieg der Einkommensungleichheit gedämpft wird, der sonst zu verzeichnen wäre.

4. Zu den Merkmalen, die sich am unmittelbarsten auf diese Verteilungseffekte auswirken, zählt der Mehrwertsteuersatz von 0% auf Nahrungsmittel in Australien und im Vereinigten Königreich. Andere Mechanismen – die durch Einkommenserhebungen erfasst werden können – sind Mehrwertsteuergutschriften für Niedrigeinkommenshaushalte (wie in Kanada) oder monetäre Transfers zu Gunsten von Gruppen mit niedrigem Einkommen als Ausgleich für die Einführung einer Mehrwertsteuer (wie in Neuseeland).

5. In einer umfassenden Analyse sämtlicher staatlicher Aktivitäten im Hinblick auf die Verteilung der Haushaltseinkommen müssten idealerweise alle diese Ströme gleichzeitig berücksichtigt werden. In der Praxis ist dies auf Grund der enormen Menge an erforderlichen Daten jedoch schwierig. Bei Anwendung einer Variante des oben dargelegten hypothetischen Szenarios führt der kombinierte Effekt der öffentlichen Sachleistungen und der Verbrauchsteuern zu einer Verringerung der Einkommensungleichheit um durchschnittlich 0,05 Prozentpunkte, wobei dieser Wert in Australien, Schweden, den Vereinigten Staaten, Italien, Neuseeland und Portugal allerdings wesentlich höher und in den Niederlanden, Luxemburg, der Türkei, Finnland und Griechenland wesentlich niedriger ist (Warren, 2008).

6. Öffentliche Sachleistungen können zudem besonders wichtig sein, um die Einkommensarmut zu reduzieren. In Japan z.B. würde die Berücksichtigung des Gegenwerts der Kinderbetreuungsdienste im Haushaltseinkommen die Kinderarmut um mehr als 2 Prozentpunkte (von rd. 14% auf 12%) senken.

7. Der offensichtlichste Aspekt der Chancengerechtigkeit in der Bildung besteht darin zu gewährleisten, dass alle Schüler über grundlegende Kompetenzen verfügen und dass persönliche oder familiäre Umstände kein Hindernis für die Ausschöpfung ihres Bildungspotenzials darstellen. Die im Ländervergleich in dieser Hinsicht festzustellenden Differenzen sind groß (OECD, 2007a). Beträchtliche Unterschiede zwischen den Ländern treten auch bei Betrachtung der Ungleichheiten im Gesundheitswesen zu Tage, unabhängig davon, ob diese an der Streuung des Sterbealters oder am Mortalitätsgefälle zwischen Personen mit unterschiedlichem Bildungsniveau oder aus verschiedenen sozialen Schichten gemessen werden (OECD, 2007b).

8. Zum Beispiel erzielt das Medianland in Bezug auf die Umverteilung rd. 13 Prozentpunkte weniger als das am drittbesten abschneidende Land, während sein Anteil an Erwerbslosenhaushalten rd. 4 Prozentpunkte höher ist und sein Anteil an Doppelverdienerhaushalten rd. 8 Prozentpunkte niedriger ist als der des am drittbesten abschneidenden Landes.

9. Atkinson (2007) empfiehlt der OECD und den nationalen Behörden, zur Erfassung der Veränderung des *Lebensstandards* die Veränderung beim *Medianeinkommen* zu messen. Diese einfache Umstellung dürfte keinen Streitpunkt darstellen, hätte Atkinson zufolge aber weitreichende Implikationen. Sie würde bedeuten, dass der makroökonomische Diskurs die Verteilungseffekte staatlicher Maßnahmen berücksichtigen müsste. Dies würde neben Informationen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung auch die Sammlung von Daten über Verteilungseffekte erfordern.

Literaturverzeichnis

Arjona, R., M. Ladaique und M. Pearson (2001), "Growth, Inequality and Social Protection", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Paper,* No. 51, OECD, Paris.

Atkinson, T. (2007), "EU Social Policy, the Lisbon Agenda and Re-Imagining Social Policy", Henderson Oration, Centre for Public Policy Conference, 21.-22. Februar, Melbourne.

Boarini, R., A. Johansson und M. Mira d'Ercole (2006), "Alternative Measures of Well-being", *OECD Economics Department Working Paper*, No. 476, und *OECD Social, Employment and Migration Working Paper,* No. 33, OECD, Paris.

Förster, M. und M. Mira d'Ercole (2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper,* No. 22, OECD, Paris.

Kenworthy, L. (2007), "Jobs with Equality", Mimeo.

OECD (2005), *Extending Opportunities for All – How Active Social Policy Can Benefit Us All,* Paris.

OECD (2007a), *No More Failures: Ten Steps to Equity in Education*, Paris.

OECD (2007b), *Gesellschaft auf einen Blick: OECD-Sozialindikatoren 2006,* Paris.

Ringen, S. (2007), "What Do Families Do?", Kapitel 5 in *What Democracy Is For?,* Princeton University Press.

Ståhlberg A.-C. (2007), "Redistribution across the Life Course in Social Protection Systems: An Overview", in *Modernising Social Policy for the New Life Course,* OECD, Paris.

Warren, N. (2008), "A Review of Studies on the Distributional Impact of Consumption Taxes in OECD Countries", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 64, OECD, Paris.

Whiteford P. und W. Adema (2007),"What Works Best in Reducing Child Poverty: A Benefit or Work Strategy?", *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 51, OECD, Paris.

OECD PUBLISHING, 2, rue André-Pascal, 75775 PARIS CEDEX 16
PRINTED IN FRANCE
(81 2008 05 5 P) ISBN 978-92-64-04912-3 – No. 56508 2009

Mehr Ungleichheit trotz Wachstum?

EINKOMMENSVERTEILUNG UND ARMUT IN OECD-LÄNDERN

Hat die Einkommensungleichheit im Zeitverlauf zugenommen? Wer sind die Gewinner und wer die Verlierer in diesem Prozess? Sind alle OECD-Länder gleichermaßen von dieser Entwicklung betroffen? Inwieweit sind stärkere Einkommensungleichheiten die Folge größerer Disparitäten bei den persönlichen Erwerbseinkommen der Arbeitnehmer, und welche Rolle spielen dabei andere Faktoren? Wie wirkt sich schließlich die staatliche Umverteilung durch Steuer- und Transfersysteme auf diese Trends aus?

Das sind einige der im vorliegenden Bericht behandelten Fragen – und die Antworten werden viele Leser überraschen. Dieser Bericht liefert Befunde dafür, dass die Einkommensungleichheit während der letzten 20 Jahre in den OECD-Ländern fast überall zugenommen hat, wobei zeitliches Eintreten, Intensität und Ursachen dieser Zunahme allerdings nicht dem entsprechen, was gewöhnlich in den Medien verbreitet wird.

Die Publikation *Mehr Ungleichheit trotz Wachstum?* enthält eine Reihe von Analysen über die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen in den OECD-Ländern. Die Daten über Einkommensverteilung und Armut erstrecken sich zum ersten Mal auf alle 30 OECD-Länder zum Stand von Mitte der 2000er Jahre, während bis Mitte der 1980er Jahre zurückreichende Informationen über Trendentwicklungen für rund zwei Drittel der Länder vorliegen. Der Bericht beschreibt zudem Ungleichheiten in einer Reihe von Bereichen (wie Vermögen der privaten Haushalte, Konsumgewohnheiten, öffentliche Sachleistungen), die bei den herkömmlichen Diskussionen über die Verteilung der wirtschaftlichen Ressourcen unter Einzelpersonen und Haushalten in der Regel außer Acht gelassen werden. Wie viel Ungleichheit es exakt in einer Gesellschaft gibt, wird nicht durch den Zufall bestimmt, und es liegt auch nicht außerhalb der Macht der Regierungen, etwas daran zu ändern, solange sie sich der in diesem Bericht enthaltenen aktuellen Erkenntnisse bedienen.

www.oecd.org/els/social/inequality

Die Bücher, periodisch erscheinenden Publikationen und statistischen Daten der OECD sind in unserer Online-Bibliothek unter ***www.sourceoecd.org*** erhältlich.

Diese Veröffentlichung ist im Rahmen folgender thematischer Abonnements über SourceOECD verfügbar:
Employment, General Economics and Social Issues

Wegen näherer Einzelheiten bezüglich des Online-Zugangs zu OECD-Veröffentlichungen wenden Sie sich bitte an Ihre Informations- und Dokumentationsstelle oder schreiben Sie uns an **SourceOECD@oecd.org**.

OECD*publishing*
www.oecd.org/publishing

ISBN 978-92-64-04912-3
81 2008 05 5 P

