



Wie hat sich die Einkommenssituation von Familien entwickelt?

Ein neues Messkonzept

Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott, Sebastian Pehle, Martin Werding

Wie hat sich die Einkommenssituation von Familien entwickelt?

Ein neues Messkonzept

Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott, Sebastian Pehle, Martin Werding

Fakultät für Sozialwissenschaft
RUHR-UNIVERSITÄT BOCHUM



Inhalt

Vorwort	6
Zusammenfassung	10
1 Einleitung	21
2 Forschungsstand zur Einkommenssituation von Familien	23
2.1 Zur Datenlage	23
2.2 Häufige Befunde	25
Teil I Äquivalenzgewichte für Familienhaushalte	
3 Äquivalenzskalen	28
3.1 Arten von Äquivalenzskalen	29
3.2 Die „modifizierte“ OECD-Skala	32
3.3 Ziel: empirische Ermittlung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen	33
4 Datenbasis EVS	34
4.1 Deskriptive Analysen	35
4.2 Datenauswahl und -aufbereitung	40
5 Einkommensabhängige Äquivalenzgewichte	46
5.1 Überblick über Verfahren und Vorgehensweise	46
5.2 Matching	48
5.3 Ermittlung der Äquivalenzskalen	50
5.4 Resultate	54

Teil II Einkommensentwicklung von Familienhaushalten

6 Datenbasis SOEP	58
6.1 Datenaufbereitung	59
6.2 Wellen und Sub-Stichproben	60
6.3 Haushaltstypen	60
6.4 Einkommensmessung im SOEP	62
7 Entwicklung äquivalenzgewichteter Einkommen und ihrer Verteilung	67
7.1 Anwendung der Äquivalenzskalen	67
7.2 Entwicklung der Äquivalenzeinkommen	72
7.3 Relative Wohlstandspositionen	75
7.4 Armutrisiken für Familien	77
8. Einflüsse von Familienpolitik und Erwerbsverhalten	83
8.1 Familienpolitische Instrumente	83
8.2 Erwerbsverhalten	91
9 Schlussfolgerungen	100
Abstract	107
Autoren	108
Literatur	110
Tabellen- und Abbildungsverzeichnis	118
Impressum	120

Vorwort

In den letzten 25 Jahren lagen die Einkommen von Familien in Deutschland im Durchschnitt unter denen von Paaren ohne Kinder. Dabei verschlechtert sich tendenziell mit jedem weiteren Kind die Wohlstandslage von Familien. Zudem sind Familien noch stärker von Armut und Armutsrisiken betroffen als es bisher bekannt war. Die soziale Ungleichheit in Deutschland ist damit größer als bislang angenommen. Das sind die zentralen Ergebnisse der Studie von Prof. Notburga Ott, Prof. Martin Werding und ihren Mitarbeitern von der Ruhr-Universität Bochum.

Sie basieren wesentlich auf neuen methodischen Wegen, die die Autoren eingeschlagen haben: Denn erstmals haben die Bochumer Wissenschaftler für Deutschland einkommensabhängige Äquivalenzskalen für verschiedene Haushaltstypen anhand ihrer Ausgaben empirisch ermittelt. Äquivalenzskalen benötigt man, um Haushalte verschiedener Größe und Struktur miteinander vergleichen zu können. Denn das Einkommen einfach durch die Anzahl der Haushaltsmitglieder zu teilen, würde vernachlässigen, dass man durch das Zusammenleben vieles einsparen kann. Eine vierköpfige Familie braucht keine vier Waschmaschinen, vier Esstische oder vier Bäder, um genauso gut leben zu können wie eine alleinlebende Person. Mit einer Äquivalenzskala weist man daher jedem Haushaltsmitglied ein bestimmtes Äquivalenzgewicht zu, sodass diese Einspareffekte berücksichtigt werden.

In der Wissenschaft wird gegenwärtig ganz überwiegend die „neue“ OECD-Skala zur Äquivalenzgewichtung herangezogen. Ursprünglich für Vergleiche in internationalen Kontexten konzipiert, wurde sie allerdings nie für einen allgemeinen Gebrauch empfohlen. Denn sie beruht nur begrenzt auf empirischen Analysen und sieht eine einkommensunabhängige, starre Gewichtung vor. Angemessene Äquivalenzskalen müssten allerdings mit dem Haushaltseinkommen variieren. Denn in einer Familie, die mit einem knappen Einkommen haushalten muss, fällt ein weiteres Haushaltsmitglied finanziell stark ins Gewicht. Sie muss z. B. aus der engen Wohnung in eine größere umziehen. Wer aber ein höheres Einkommen hat und ohnehin schon in einem großen Haus lebt, braucht für eine weitere Person keine zusätzlichen Mietausgaben zu veranschlagen – dort kann z. B. das Arbeits- oder Gästezimmer zum neuen Kinderzimmer werden.

Die von den Bochumer Wissenschaftlern empirisch ermittelten Äquivalenzgewichte fallen entsprechend bei niedrigen Einkommen höher, bei mittleren und höheren Einkommen dagegen niedriger aus als nach der „neuen“ OECD-Skala. Daher führt die in den letzten Jahren zunehmend üblich gewordene Anwendung der „neuen“ OECD-Skala dazu, dass „arme“ Haushalte systematisch reicher und „reiche“ Haushalte ärmer gerechnet werden als sie tatsächlich sind. In Folge kommt es bei allen auf der OECD-Skala basierenden Verteilungsanalysen und Armutsmessungen zu Verzerrungen. Diese sind so gravierend, dass die nun vorliegenden Ergebnisse in Zukunft bei der Armutserichterstattung unbedingt berücksichtigt werden sollten.

Stützt man sich auf die neu ermittelten Äquivalenzskalen und vergleicht damit die Einkommenssituation von verschiedenen Familientypen über die letzten 25 Jahre, so zeigen sich die eingangs benannten Befunde. Im Zeitverlauf hat sich insbesondere die Wohlstandssituation von Familien mit niedrigem Einkommen kaum verbessert. Zudem verbleiben Paare mit Kind(ern) über den gesamten Beobachtungszeitraum unterhalb des Wohlstandsniveaus von Paaren ohne Kind. Familienhaushalte sind insgesamt stärker von Armut und Armutsrisiken betroffen als bisher gedacht.

Besonders problematische Werte zeigen sich bei der Armutsrisikoquote von Alleinerziehenden: Sie liegt nicht bei den bisher berichteten, schon sehr hohen über 40 Prozent, sondern mit der jetzt entwickelten Methodik bei 68 Prozent. Einen Grund für diese hohe Armutsbetroffenheit sehen die Autoren darin, dass gerade in Ein-Eltern-Familien aufgrund des höheren Betreuungs- und Fürsorgeaufwandes für die Kinder ein Ausbau der Erwerbstätigkeit oftmals kaum möglich ist. Paarfamilien haben in den vergangenen Jahrzehnten in erster Linie durch eine Ausweitung ihrer Berufstätigkeit selber dafür gesorgt, ihre Einkommenssituation zu stabilisieren bzw. ihre Betroffenheit von Armut zu begrenzen. Ein-Eltern-Familien konnte das nicht im gleichen Maße gelingen. Aus demselben Grund zeigt sich auch bei Paarfamilien mit drei Kindern eine höhere Armutsbetroffenheit als bei Paarfamilien mit ein oder zwei Kindern.

Die Familien- und Sozialpolitik muss dringend ein stärkeres Gewicht auf die Bekämpfung von Armut und Armutsrisiken von Familien legen. Finanzielle Leistungen für Kinder und Familien sollten sich in erster Linie auf arme und einkommensschwache Familien konzentrieren. Ein besonderes Augenmerk muss auf Ein-Eltern-Familien bzw. getrennt lebende Familien gerichtet werden sowie auf Familien mit drei und mehr Kindern. Für Familien mit mittleren und höheren Einkommen sind finanzielle Leistungen im Gegensatz dazu weniger bedeutsam. Auch das unterstreichen die neuen Äquivalenzgewichte einmal mehr.

Das unübersichtliche System familienpolitischer Leistungen in Deutschland muss daher dringend überdacht und die Existenzsicherung von Kindern und Jugendlichen neu gestaltet werden. Das Projekt „Familie und Bildung: Politik vom Kind aus denken“ hat dazu gemeinsam mit einem wissenschaftlichen Expertenbeirat ein neues Konzept für eine Teilhabe gewährleistende Existenzsicherung für Kinder und Jugendliche entwickelt.¹

Es sieht drei Bausteine vor: Erstens müssen die Bedarfe und Interessen von Kindern und Jugendlichen systematisch und regelmäßig erhoben werden. Darauf aufbauend sollte zweitens ein Teilhabegeld als neue finanzielle Leistung für Kinder und Jugendliche eingeführt werden. Es ersetzt das Kindergeld, die SGB-II-Regelsätze für Kinder und Jugendliche, den Kinderzuschlag und den größten Teil der Leistungen des Bildungs- und Teilhabepakets. Mit steigendem Einkommen der Eltern wird es abgeschmolzen, um gezielt Kinder und Jugendliche in prekären Einkommenslagen zu unterstützen. Drittens brauchen Kinder und Eltern in ihrer Umgebung gute Bildungs- und Freizeitangebote und passgenaue, unbürokratische Unterstützung. Dazu müssen vor Ort mit „Kinder- und Jugendbüros“ niedrigschwellige und vertrauensvolle Anlaufstellen für Kinder, Jugendliche und Familien geschaffen werden, die informieren, beraten, Anträge entgegennehmen und Hilfe vermitteln.

¹ Siehe Expertenbeirat und Projekt „Familie und Bildung: Politik vom Kind aus denken“ (2017). Konzept für eine Teilhabe gewährleistende Existenzsicherung für Kinder und Jugendliche. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung, <http://www.bertelsmann-stiftung.de/konzept-existenzsicherung-kinder>

Solche Reformen erfordern es, sich von lange bestehenden Instrumenten zu verabschieden, wie z. B. dem Kindergeld. Notwendig ist auch ein gemeinsames Handeln von Bund, Ländern und Kommunen, damit finanzielle Leistungen und Unterstützungsangebote tatsächlich dort ankommen, wo sie am nötigsten gebraucht werden. Und schließlich müssen familienpolitische Leitbilder hinterfragt und die Bedarfe, Rechte und Interessen von Kindern und Jugendlichen in den Mittelpunkt der Politik gerückt werden. Denn wir sollten als Gesellschaft endlich jedem Kind sein Recht auf gutes Aufwachsen und faire Bildung und Teilhabe einlösen – egal in welcher Familienform und mit wie vielen Geschwistern es zusammen lebt.



A handwritten signature in black ink that reads "Jörg Dräger".

Dr. Jörg Dräger
Mitglied des Vorstands
der Bertelsmann Stiftung



A handwritten signature in black ink that reads "A. Stein".

Anette Stein
Programmdirektorin
Wirksame Bildungsinvestitionen

Zusammenfassung

Zielsetzung und Vorgehen

Ziel dieser Studie ist es Einkommen und Wohlstand von Familien im Zeitverlauf möglichst differenziert darzustellen. Dazu zeichnen wir nach, wie sich die Einkommenssituation von Familien in Deutschland seit Anfang der 1990er Jahre entwickelt hat. Mit Hilfe empirischer Analysen werden dabei verschiedene Familientypen betrachtet, im Vergleich miteinander und vor allem zu Paaren ohne Kinder. Dies geschieht vor dem Hintergrund, dass das Einkommen einer Familie nicht vorgegeben ist. Vielmehr ist es das Ergebnis vieler Entscheidungen – unter anderem über die Kinderzahl und über die Erwerbsbeteiligung –, die die Eltern im Rahmen ihrer Möglichkeiten treffen. Die Ergebnisse dieser Entscheidungen werden aber auch von den jeweiligen gesellschaftlichen und rechtlichen Rahmenbedingungen beeinflusst. Sie wirken sich auf die materiellen Verhältnisse aus, in denen Familien und die dort aufwachsenden Kinder leben.

In einem ersten Schritt werden sogenannte Äquivalenzskalen ermittelt, die benötigt werden, um die Einkommen von Haushalten verschiedener Größe und Struktur vergleichbar zu machen. Verwendet werden dazu Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes und Schätzansätze, die auf Analysen aller Ausgaben der betrachteten Haushalte basieren. Im Gegensatz zu allen existierenden Untersuchungen für Deutschland wird dabei berücksichtigt, dass angemessene Äquivalenzskalen von der Wohlstandsposition der Haushalte abhängen können. Denn welche Auswirkungen es hat, das verfügbare Einkommen mit einem weiteren Haushaltsmitglied zu teilen, kann sich für Haushalte in angespannter Einkommenssituation anders darstellen als für Haushalte mit durchschnittlichem oder gehobenem Einkommen. Verzerrungen aufzuzeigen und zu korrigieren, die sich im Rahmen bisher gängiger Ansätze zur Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen ergeben, ist daher die erste, innovative Zielsetzung dieser Studie.

In einem zweiten Schritt werden die in der Studie empirisch ermittelten Äquivalenzskalen verwendet, um die Einkommenssituation und Wohlstandspositionen von Familien und ihre Entwicklung zu untersuchen. Zu diesem Zweck werden die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) herangezogen, die in Deutschland regelmäßig für Analysen der Einkommensverteilung und ihrer Dynamik genutzt werden. Die Anwendung der neu ermittelten Äquivalenzskalen auf häufig genutzte Einkommensdaten erlaubt es, die Effekte unterschiedlicher Formen der Äquivalenzgewichtung und vor allem die daraus resultierenden Änderungen bekannter Ergebnisse der Verteilungs- und Armutsforschung aufzuzeigen. Im

Anschluss wird untersucht, welche Einflüsse die Familienpolitik und vor allem das Erwerbsverhalten der Eltern auf die Einkommenssituation von Familien hatten. Abschließend werden Schlussfolgerungen für die Familien- und Sozialpolitik in Deutschland gezogen.

Äquivalenzgewichtung des Haushaltseinkommens

Regelmäßig für vier Personen zu kochen oder zu waschen, ist nicht viermal so aufwändig wie für eine einzelne Person; vier zusammenlebende Personen benötigen auch keine vier Wohnungen, keine vier Wohnzimmer, keine vier Esstische und keine vier Autos, um denselben Wohnkomfort oder dieselbe Mobilität zu erreichen wie eine alleinlebende Person. Aufgrund solcher „Haushaltersparnisse“ in Mehr-Personen-Haushalten erwartet man z. B., dass eine vierköpfige Familie mit einem monatlichen Nettoeinkommen von 3.000 Euro einen höheren Lebensstandard hat als ein Single mit einem Einkommen von 750 Euro (dem Pro-Kopf-Einkommen der Familie). Gleichzeitig dürfte der Lebensstandard der Familie aber deutlich unter demjenigen eines Singles liegen, der ebenfalls über ein monatliches Einkommen von 3.000 Euro verfügt.

Um die Einkommen von Haushalten verschiedener Größe und Familienstruktur vergleichbar zu machen, nutzt man Äquivalenzskalen. Mit einer Äquivalenzskala wird jedem einzelnen Haushaltsmitglied ein bestimmtes Gewicht („Äquivalenzgewicht“) zugewiesen. Das durch die Summe der Äquivalenzgewichte aller Mitglieder geteilte Haushaltseinkommen wird als (Netto-)Äquivalenzeinkommen bezeichnet. Gleiche Äquivalenzeinkommen zeigen an, dass Mitglieder verschiedener Haushalte denselben Lebensstandard erreichen.

Zur Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen verwenden aktuelle Analysen ganz überwiegend die einkommensunabhängige und insgesamt sehr einfach strukturierte „modifizierte“ OECD-Skala. Sie ist im Laufe der Zeit zu einem internationalen „Quasi-Standard“ der Verteilungs- und Armutsforschung geworden, auch wenn sie sich nicht direkt auf empirische Analysen stützt und von der OECD nie für einen allgemeinen Gebrauch empfohlen wurde. Ausgehend von einem Äquivalenzgewicht von Eins für Alleinlebende bzw. ein erstes Haushaltsmitglied erhalten zusätzliche Haushaltsmitglieder ab einem Alter von 14 Jahren gemäß dieser Skala ein Äquivalenzgewicht von 0,5, zusätzliche Haushaltsmitglieder unter 14 Jahren ein Äquivalenzgewicht von 0,3. Die OECD-Skala differenziert also nur nach der Personenanzahl im Haushalt sowie dem Alter der Haushaltsmitglieder. Das dem Haushalt zur Verfügung stehende Einkommen wird bei der Gewichtung hingegen nicht berücksichtigt.

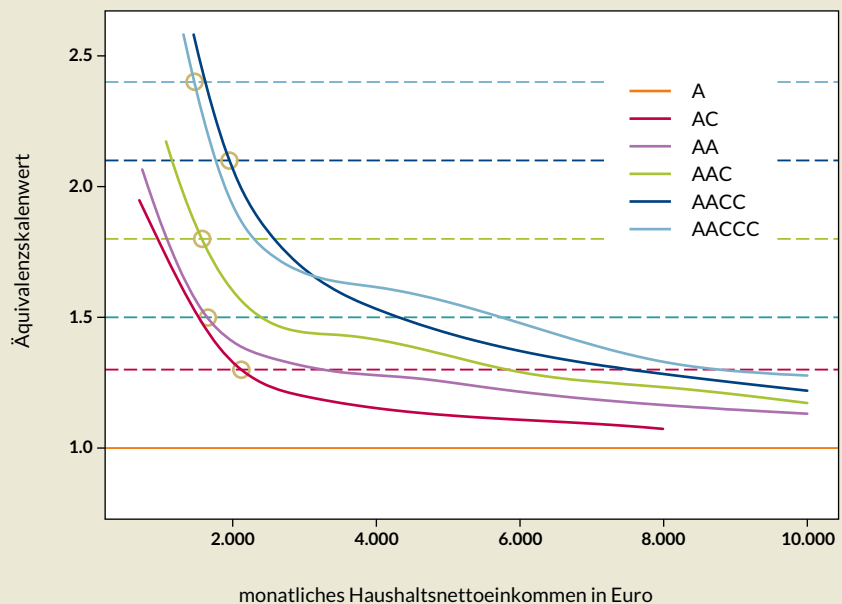
Empirische Ermittlung von Äquivalenzskalen für Familienhaushalte

In dieser Studie wird bei der Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen im Gegensatz dazu ein neuer Weg eingeschlagen: Auf der Grundlage der amtlichen Daten der EVS werden Äquivalenzskalen für verschiedene Haushaltstypen²

² Betrachtet werden dabei folgende Haushaltstypen: Ein-Personen-Haushalte (A), Paarhaushalte ohne Kind (AA), Paarhaushalte mit einem/zwei/drei Kindern (AAC/AACC/AACCC) sowie Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind (AC).

ermittelt, die mit der Höhe des Haushaltseinkommens variieren. Dies geschieht mit Hilfe eines zweistufigen, empirischen Schätzverfahrens, bei dem durch ein statistisches Matching (ohne Berücksichtigung des jeweiligen Einkommens) zunächst zu vergleichende Haushalte identifiziert und durch detaillierte Analysen ihrer Ausgaben für verschiedene Gütergruppen dann die Mehr-Ausgaben aufgrund zusätzlicher Haushaltsmitglieder bestimmt werden. Die Ergebnisse der Analysen führen zu Skalenwerten und -verläufen, die Abbildung 1 exemplarisch für Resultate auf Basis der EVS 2013 zeigt. Größere Haushalte benötigen für ein gleiches Wohlstandsniveau praktisch immer ein höheres Haushaltseinkommen als kleinere Haushalte.³ Mit steigendem Einkommen nehmen die Äquivalenzskalen – vor allem im Bereich niedriger Einkommen – immer weiter ab.

ABBILDUNG 1 Einkommensabhängige Äquivalenzskala (EVS 2013)



Anmerkungen: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind (bei OECD-Skalenwerten: Kind unter 14 Jahren). Durchgezogene Linien zeigen die geglätteten einkommensabhängigen Verläufe der Äquivalenzgewichte, gestrichelte (horizontale) Linien die nicht einkommensabhängigen Vergleichswerte auf Basis der „modifizierten“ OECD-Skala (Schnittpunkte hervorgehoben).

Quelle: EVS 2013, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Dies reflektiert die Tatsache, dass die Haushaltsersparnisse in der Regel mit steigendem Einkommen zunehmen, da die Ausgaben des Haushalts bei einer komfortableren Grundausstattung und höherem Konsumniveau für weitere Haushaltsmitglieder nicht so stark ausgedehnt werden müssen: So benötigen Haushalte mit niedrigem Einkommen, die oft ohnedies bereits beengt wohnen, eine größere und teurere

3 Eine Ausnahme von dieser Beobachtung bilden – neben den aufgrund der geringen Fallzahlen nicht ganz belastbaren Resultaten für Paare mit drei Kindern – allerdings Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind: Im Bereich niedriger Einkommen benötigen sie zumeist ein genauso hohes, fallweise sogar ein höheres Haushaltseinkommen als Paarhaushalte ohne Kinder, um ein vergleichbares Wohlstandsniveau zu erreichen.

Wohnung, wenn ein weiteres Mitglied der Familie hinzukommt. Bei wohlhabenden Familien, die bereits in einer geräumigen und gut ausgestatteten Wohnung leben, ist dies hingegen vielfach nicht nötig, da noch ein freies Zimmer zur Verfügung steht bzw. ein Raum zum Kinderzimmer umfunktioniert werden kann. Bei Lebensmitteln, für die Haushalte mit niedrigem Einkommen relativ hohe Anteile ihres Budgets ausgeben, fallen echte Haushaltersparnisse durch zusätzliche Personen generell eher gering aus. Mit steigendem Einkommen tritt dieser Effekt wegen abnehmender Budgetanteile dieser Ausgaben aber zurück. Insgesamt fallen für zusätzliche Haushaltsmitglieder bei steigendem Einkommen prozentual immer geringere, zusätzliche Ausgaben an, weil Haushaltersparnisse stärker hervortreten. Zudem können Haushalte mit höherem Einkommen für weitere Mitglieder auch leichter auf den Kauf weniger dringend benötigter (Luxus-)Güter verzichten. Haushalte mit niedrigem Einkommen verfügen hingegen nicht über solche Spielräume.

Diese Unterschiede erscheinen als so groß, dass sie bei der Äquivalenzgewichtung der Nettoeinkommen von Haushalten unterschiedlichen Typs unbedingt berücksichtigt werden sollten, wenn es darum geht vergleichbare Wohlstandspositionen zu bestimmen. Vergleicht man die einkommensabhängigen Skalen mit den Werten der bisher gängigen OECD-Skala (Schnittpunkte in Abbildung 1 gekennzeichnet), fallen die Skalenwerte für niedrige Einkommen deutlich höher aus und für höhere Einkommen deutlich niedriger. Mit der einkommensunabhängigen OECD-Skala werden „arme“ Haushalte somit systematisch reicher und „reiche“ Haushalte ärmer gerechnet als sie nach den hier bestimmten Äquivalenzskalen tatsächlich sind. Dies führt zu Verzerrungen bei praktisch allen darauf basierenden Analysen der Einkommensverteilung und insbesondere zu Fehleinschätzungen bei der Messung von Einkommensarmut.

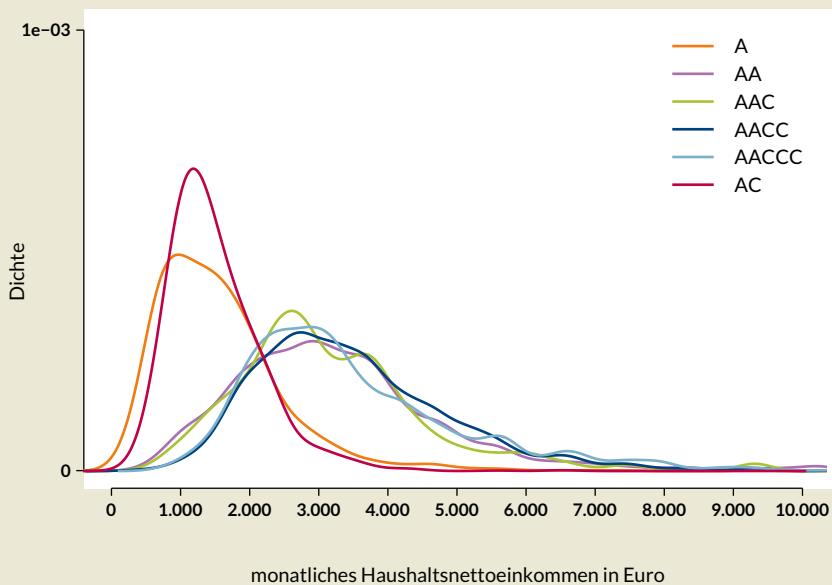
Einkommenssituation und Wohlstandsposition von Familien

Im zweiten Schritt wurden die in der vorliegenden Studie ermittelten Äquivalenzskalen auf die Daten des SOEP angewendet, um die Einkommenssituation von Familien genauer zu analysieren. Die Effekte der Äquivalenzgewichtung verdeutlichen dabei zunächst die Abbildungen 2 und 3.

Abbildung 2 zeigt die Einkommenssituation unterschiedlicher Haushaltstypen auf Basis der jeweiligen Haushaltsnettoeinkommen (ohne Äquivalenzgewichtung) für das Jahr 2015. Die Kurvenverläufe deuten auf den ersten Blick auf Unterschiede zwischen den verschiedenen Haushaltstypen hin, die vor allem auf die Anzahl erwachsener Personen im Haushalt zurückzuführen sind: Alleinlebende (A) und alleinerziehende Haushalte mit einem minderjährigen Kind (AC) weisen überwiegend niedrigere Haushaltseinkommen auf als alle Paarhaushalte. Hauptgrund dafür ist, dass in Paarhaushalten zumeist zwei erwachsene Personen in mehr oder minder großem Umfang erwerbstätig sind. Die Haushaltseinkommen aller Paarhaushalte weisen dagegen relativ ähnliche Verteilungen auf, unabhängig davon, ob sie Kinder haben oder nicht.

Allerdings müssen Familienhaushalte die Bedarfe von mehr Personen decken. Genau dies wird durch die Äquivalenzgewichtung berücksichtigt. Sie führt zu abweichenden Verteilungen der Äquivalenzeinkommen, die den Wohlstand der Haushalte repräsentieren. Abbildung 3 zeigt die Verteilung der Äquivalenzein-

ABBILDUNG 2 Haushaltseinkommen nach Haushaltstypen (2015)

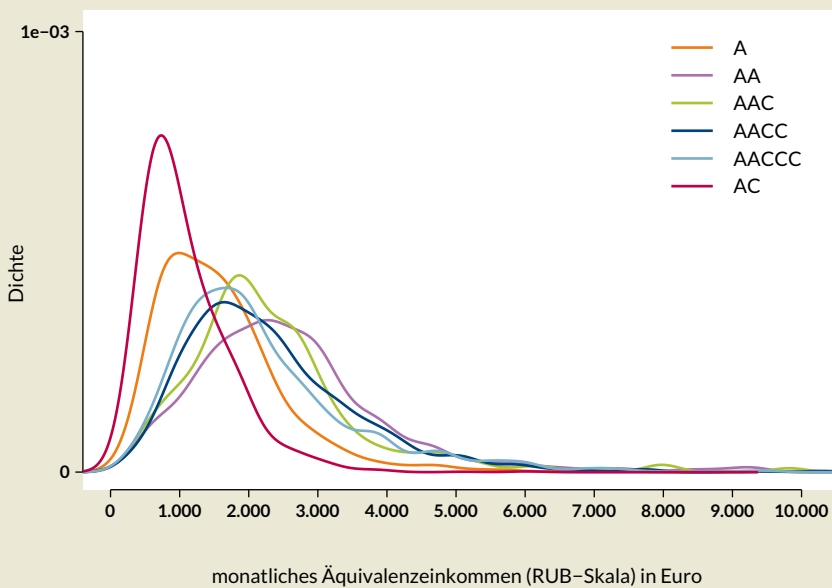


Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 3 Äquivalenzeinkommen nach Haushaltstypen (2015)



Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

kommen aller betrachteten Haushaltstypen für 2015 auf Basis der in der Studie ermittelten einkommensabhängigen („RUB“-)Äquivalenzskala.⁴ Auffällig ist vor allem die Änderung der Verteilung bei den Ein-Eltern-Haushalten: Sie verfügen nun auf breiter Basis über die geringsten Äquivalenzeinkommen. Auch bei den Paar-Haushalten mit Kindern ergibt sich ein eindeutiges Bild: Ihre relative Einkommensposition verschlechtert sich mit der Anzahl der Kinder. Vor allem Paare mit drei Kindern weisen niedrige Äquivalenzeinkommen auf, gefolgt von Paaren mit zwei Kindern und einem Kind. Umgekehrt verfügen Paare ohne Kind häufiger über hohe Äquivalenzeinkommen als Haushalte mit Kindern.

Entwicklung der Wohlstandspositionen von Familien von 1992 bis 2015

Verfolgt man die Entwicklung der Einkommen und Wohlstandspositionen von Familien über die Zeit, deuten die in der Studie angestellten Berechnungen auf einige bekannte, aber auch auf bisher nicht beachtete Trends hin. Insgesamt zeigen sich einerseits gewisse Nachteile für Familien und besonders für bestimmte Familientypen, andererseits werden für die Zeit seit 1992 insgesamt weder eine Verschlechterung noch eine Verbesserung der relativen Wohlstandspositionen der hier betrachteten Haushaltstypen mit Kindern erkennbar.

Von 1992 bis 2015 sind die realen Äquivalenzeinkommen im betrachteten Zeitraum für alle Haushaltstypen trendmäßig gestiegen. Der reale Anstieg fällt bei niedrigen Einkommen allerdings schwächer aus als bei hohen Einkommen: So sind die äquivalenzgewichteten Einkommen bei praktisch allen Haushaltstypen am unteren Rand der jeweiligen Verteilungen im Zeitablauf mindestens phasenweise deutlich weniger angestiegen als beim Median oder bei höheren Einkommen. Im Zeitverlauf ist damit eine zunehmende Spreizung der Verteilungen für die einzelnen Haushaltstypen zu erkennen. So ist das Median-Äquivalenzeinkommen für Paare mit einem Kind im betrachteten Zeitraum jahresdurchschnittlich real um 1 Prozent gestiegen, bei niedrigen Einkommen (20-Prozent-Perzentil) nur um 0,8 Prozent, bei höheren Einkommen (80-Prozent-Perzentil) dagegen um 1,4 Prozent. Vor allem bis 2005 fallen die Einkommenszuwächse insgesamt geringer, die Abstände zwischen den verschiedenen Wachstumsraten aber um so größer aus.

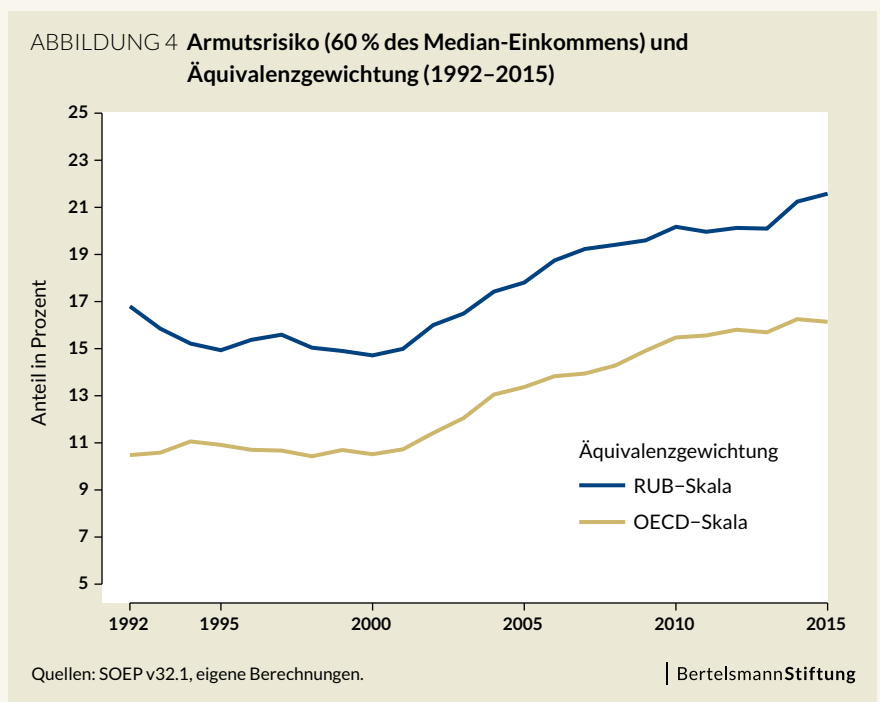
Die Äquivalenzeinkommen von Paaren ohne Kinder streuen durchgängig weit stärker in den Bereich höherer Werte als bei allen betrachteten Familientypen. Paare mit Kind(-ern) verbleiben über den gesamten Beobachtungszeitraum tendenziell unterhalb des Wohlstandsniveaus von Paaren ohne Kind. Allerdings zeigen sich im Zeitablauf gewisse Aufholprozesse im Bereich höherer Einkommen: Seit etwa 2005 hat die Einkommensspreizung bei Paaren mit Kindern stärker zugenommen als bei Paaren ohne Kinder. Schwächere Zuwachsraten weisen vor allem Ein-Eltern-Haushalte sowie Paar-Haushalte mit drei Kindern auf. Ihre Einkommen haben sich in den letzten zwei Jahrzehnten nur unterdurchschnittlich erhöht. Insbesondere bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind zeigt sich eine sehr ungünstige Wohlstandsposition. 80 Prozent der Haushalte dieses Typs finden sich im Bereich der Äquivalenzeinkommen der unteren 20 Prozent der Paare ohne Kind.

⁴ „RUB“ steht dabei für die Ruhr-Universität Bochum, an der die Autor/innen der Studie beschäftigt sind.

Armutsrissen für Familien

Unterschiede der Wohlstandspositionen von Familien-Haushalten bei Anwendung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen zu den in der einschlägigen Literatur bisher ermittelten Ergebnissen betreffen vor allem den Bereich niedriger Haushaltseinkommen und damit auch die Messung von Armutsrissen. Aufgrund der deutlich höheren Äquivalenzgewichte für Haushalte mit niedrigen Einkommen fallen die Äquivalenzeinkommen in diesem Einkommensbereich noch geringer aus als bei der OECD-Skala.

Misst man Armutsrissen wie allgemein üblich am Anteil der Haushalte, deren Äquivalenzeinkommen weniger als 60 Prozent des Median-Einkommens aller Haushalte beträgt, dann zeigt sich, dass die Armutsriskoquote aller hier betrachteten Haushaltstypen bei Anwendung der einkommensabhängigen RUB-Skala durchgängig deutlich höher ausfällt als bei der Verwendung der OECD-Skala (siehe Abbildung 4).

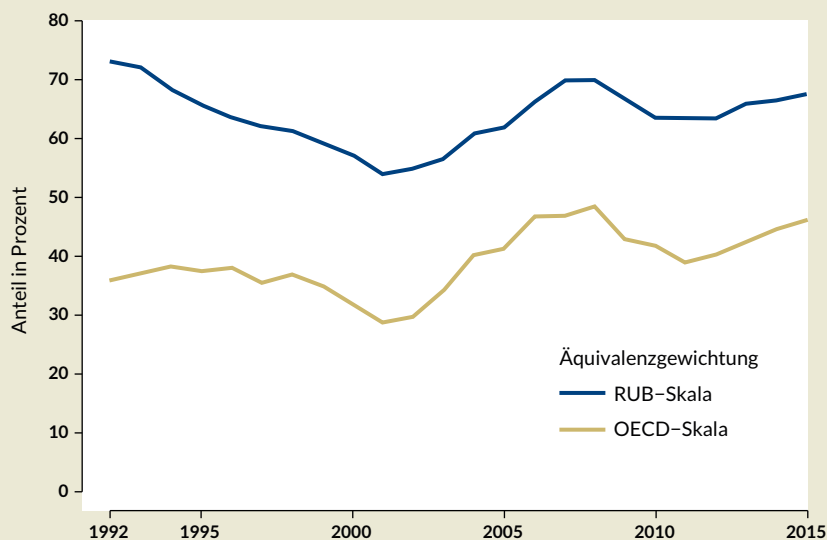


Differenziert man bei der Berechnung von Armutsriskoquote nach Haushaltstypen, fallen die Quoten bei Paar-Haushalten ohne Kind sowie mit einem Kind durchgängig eher geringer aus als bei allen hier betrachteten Haushaltstypen. Mit der Anzahl der Kinder im Haushalt steigen die Armutsriskoquoten jedoch an. Bei Paar-Haushalten mit zwei Kindern erweisen sie sich phasenweise – vor allem vor 2000 –, bei Paar-Haushalten mit drei Kindern durchgängig als recht hoch. 2015 liegen die Armutsriskoquoten bei einkommensabhängiger Äquivalenzgewichtung für Paare mit einem Kind bei rund 13 Prozent, mit zwei Kindern bei 16 Prozent und mit drei Kindern bei 18 Prozent. Bei Verwendung der einkommensunabhängigen OECD-Skala werden die Anteile von Armut bedrohter Haushalte unterschiedlich

stark unterschätzt. Für Paare ohne Kind sowie für Paarhaushalte mit bis zu zwei Kindern liegen sie im Durchschnitt zwischen 3 und 4 Prozentpunkten unter den Quoten auf Basis der hier ermittelten RUB-Skala.

Extreme Werte ergeben sich bei der einkommensabhängigen Äquivalenzgewichtung für die Armutsrisikoquote von Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind. Hierbei macht sich bemerkbar, dass die einfach konstruierte OECD-Skala diesem Haushaltstyp sehr niedrige Skalenwerte zuweist. Daher sind die Abweichungen zwischen den Resultaten auf Basis der beiden Äquivalenzskalen bei diesem Haushaltstyp am stärksten ausgeprägt (siehe Abbildung 5). Zudem ist das Niveau der Quoten generell sehr hoch: Bei Verwendung der OECD-Skala ergeben sich für diesen Haushaltstyp Armutsrisikoquoten, die im gesamten Beobachtungszeitraum um 40 Prozent schwanken; bei Verwendung der RUB-Skala schwanken die Armutsrisikoquoten dagegen um 65 Prozent. Für 2015 ergibt sich eine Armutsrisikoquote von Ein-Eltern-Haushalten von 68 Prozent.

ABBILDUNG 5 Armutsrisiko (60 % des Median-Einkommens) bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind (1992–2015)



Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

Allgemein zeigt sich, dass eine einkommensunabhängige Äquivalenzskala wie die „modifizierte“ OECD-Skala zur Armutsmessung ungeeignet ist, weil sie durch unangemessene Skalenwerte sowohl das Äquivalenzeinkommen von Haushalten mit geringen Einkommen als auch das als Bezugsgröße heranzuziehende Median-Äquivalenzeinkommen verzerrt. Das Ergebnis, dass Familienhaushalte insgesamt von größerer Armut und größeren Armutsrisiken betroffen sind als bisher bekannt war, ist daher von großer Bedeutung für die Armutsberichterstattung sowie für die Familien- und Sozialpolitik.

Effekte familienpolitischer Maßnahmen und des Erwerbsverhaltens

Die Entwicklung der Einkommenssituation von Familien seit 1992 wird unter anderem durch Veränderungen familienpolitischer Maßnahmen sowie des Erwerbsverhaltens der erwachsenen Familienmitglieder beeinflusst. Daher analysiert die Studie sowohl die wichtigsten Änderungen familienpolitischer Instrumente als auch die Entwicklung der Erwerbsbeteiligung von Eltern in unterschiedlichen Familientypen in diesem Zeitraum.

Es zeigt sich, dass die zwischen 1992 und 2015 erfolgten Änderungen finanzieller Instrumente der Familienpolitik, etwa die Integration von Kindergeld und Kinderfreibeträgen sowie ihre weiteren Anhebungen, insgesamt nur geringe Effekte auf die Wohlstandspositionen von Familien hatten. Insgesamt haben sich die finanziellen Maßnahmen im Beobachtungszeitraum für die Mehrzahl der Familien inflationsbereinigt nur wenig verändert oder bestenfalls leicht erhöht. Gleichzeitig haben sich im Beobachtungszeitraum allgemeine Abgaben erhöht, die Familien – etwa wegen ihrer Verbrauchsstruktur – im Durchschnitt stärker treffen als Haushalte ohne Kinder und die in den hier angestellten Berechnungen zur Höhe und Verteilung äquivalenzgewichteter Haushaltseinkommen implizit miterfasst sind.

Als tendenziell wichtiger erweisen sich familienpolitische Maßnahmen, die zu einem veränderten Framing des Erwerbsverhaltens von Eltern im Kontext der Geburt und der anschließenden Betreuung von Kindern führen, wie vor allem die Ablösung des Erziehungsgelds durch das Elterngeld sowie der Ausbau öffentlich geförderter früher Bildungs- und Betreuungsangebote für Kinder im Alter von drei bis sechs Jahren und anschließend auch für Kinder unter drei Jahren. Der Übergang vom Erziehungs- zum Elterngeld hat die Erwerbsbeteiligung von Müttern im ersten Lebensjahr eines Kindes vermindert, dürfte zugleich aber dazu beigetragen haben, dass die Mütter anschließend rascher und mit größerem Erwerbsumfang in den Arbeitsmarkt zurückgekehrt sind als zuvor. Auch der Ausbau der Kindertagesbetreuung hat die Erwerbsbeteiligung und den Erwerbsumfang von Müttern, vor allem von Müttern mit Kindern im Vorschulalter, nachweisbar erhöht, mit tendenziell günstigen Rückwirkungen auf die Einkommenssituation der Familien.

Daher erscheint ein Blick auf Veränderungen der Erwerbsbeteiligung von Eltern seit den 1990er Jahren sinnvoll, um Einflüsse auf Veränderungen der Einkommenssituation von Familien zu identifizieren. Die zu beobachtenden Änderungen der Erwerbsbeteiligung folgen dabei gemischten Trends: Insbesondere die Erwerbsbeteiligung von Müttern ist gestiegen, allerdings vor allem in Form vermehrter Teilzeit-Beschäftigung, während ihre Vollzeit-Beschäftigung eher abgenommen hat. In den letzten zehn Jahren ist das Arbeitsvolumen von Müttern dennoch gestiegen, was auch in Verbindung mit einer günstigen Entwicklung der allgemeinen Arbeitsmarktsituation zu sehen ist.

Sichtbar sind diese Tendenzen vor allem bei Paaren mit ein oder zwei Kindern. Paare mit drei Kindern sowie Ein-Eltern-Haushalte werden durch eine relativ hohe Betreuungsintensität für ihre Kinder daran gehindert, es den anderen Familientypen gleich zu tun – mit unterschiedlichen Konsequenzen: Bei Paaren mit drei Kindern ist das Niveau der Erwerbsbeteiligung der Mütter immer noch vergleichsweise niedrig, die Zunahme aber recht stark; bei Ein-Eltern-Haushalten ist das Niveau durchgängig hoch, die Veränderung im Zeitablauf jedoch eher gering.

In jüngerer Zeit ist auch die Erwerbsbeteiligung von Vätern in Bewegung geraten – mit einer leichten Zunahme von Teilzeit-Beschäftigung anstelle der weiterhin dominierenden Vollzeit-Beschäftigung, auch im Vergleich zu Männern ohne Kinder. Ob sich dieser Trend weiter entfaltet und wie er im Zusammenspiel mit der Erwerbsbeteiligung von Frauen die Wohlstandsposition von Familien beeinflusst, ist derzeit noch nicht absehbar. Festhalten lässt sich aber, dass Familien durch Anpassungen ihres Erwerbsverhaltens im Beobachtungszeitraum selbst stark dazu beigetragen haben, ihre Wohlstandsposition zu stabilisieren bzw. ihre Betroffenheit von Armut und Armutsrisiken zu begrenzen, soweit ihnen dies unter den jeweiligen Rahmenbedingungen möglich war.

Schlussfolgerungen für die Familien- und Sozialpolitik

Die Ergebnisse der Studie geben Denkanstöße für die zukünftige Orientierung der Familien- und Sozialpolitik. Zentraler Befund der Studie mit politischer Tragweite ist sicherlich, dass stärkeres Gewicht auf die Bekämpfung von Armut und Armutsrisiken von Familien gelegt werden sollte, da das Ausmaß der Armutsrisiken für Familien und Kinder bisher noch unterschätzt wurde. Dies gilt in ganz besonderem Maße für Ein-Eltern-Familien, bei denen die Messung von Armutsrisiken nach bisher gängigen Standards zu den größten Verzerrungen führt. Die hier ermittelten Armutsrisiken für Familien sprechen aber allgemein eine deutliche Sprache: Über die Existenzsicherung von Kindern und Jugendlichen in ihren Familien muss neu nachgedacht werden.⁵ Für Familien mit mittleren und höheren Einkommen sind finanzielle Leistungen weniger bedeutsam, weil der Zusammenhang zwischen verfügbarem Haushaltseinkommen und ihrer Wohlstandsposition nach den hier ermittelten Äquivalenzskalen mit zunehmendem Einkommen rasch schwächer wird.

Daher erscheint es auch sinnvoll, altbekannte Instrumente der Familienpolitik zu hinterfragen, wie z. B. die historisch gewachsene Verzahnung von Kindergeld und Kinderfreibeträgen bei der Besteuerung. Sie ist für die meisten Betroffenen intransparent und auch systematisch kaum begründbar. Das auf den ersten Blick einkommensunabhängige, nach Abzug der darin enthaltenen Steuererminderungen jedoch negativ einkommensabhängige Kindergeld hat unklare Effekte für die Einkommenssituation von Familien. Nach den hier angestellten Berechnungen wirkt es sich nicht erkennbar auf die Wohlstandspositionen von Familien aus. Schließlich trägt es wegen seiner Anrechnung auf Leistungen der Grundsicherung auch nicht zur Armutsbekämpfung bei. Sinnvoller wäre daher eine Entkopplung von den Kinderfreibeträgen sowie die Konzentration einer finanziellen Förderung auf einkommensschwache Familien.

Die Gewährung der Kinderfreibeträge zur verfassungsmäßig geforderten Freistellung des Existenzminimums von Kindern folgt der Idee einer „horizontal gerechten“ Einkommensbesteuerung nach dem Leistungsfähigkeitsprinzip. Aufgrund der verfassungsrechtlichen Aufhängung dieser Regelungen ist daran nicht ohne weiteres zu rühren. Die Form fester Freibeträge je Kind, die in Prozent des jeweils

⁵ Vgl. etwa das von der Bertelsmann Stiftung zusammen mit einem Expertenbeirat entwickelte „Konzept für eine Teilhabe gewährleistende Existenzsicherung für Kinder und Jugendliche“. (Gütersloh: Bertelsmann Stiftung, www.bertelsmann-stiftung.de/konzept-existenzsicherung-kinder)

zu versteuernden Einkommens rasch immer kleiner werden, hat überdies Ähnlichkeiten mit der Struktur der hier ermittelten, einkommensabhängigen Äquivalenzskalen. Grundsätzlich könnte man darüber nachdenken, die einkommensteuerlichen Freibeträge für Kinder (sowie die Grundfreibeträge, die sich für zusammen veranlagte Elternpaare im geltenden System stets verdoppeln) und auch die zusätzlichen Entlastungsbeträge für Alleinerziehende im Eingangsbereich der Besteuerung stärker nach den hier ermittelten Äquivalenzskalen abzustufen und mit steigendem Einkommen gegebenenfalls sogar abzuschmelzen. Bei der Ausgestaltung der Einkommensbesteuerung ergeben sich jedoch zusätzliche Möglichkeiten, die Einkommensposition von Familien zu verbessern. Die Gesamteffekte von (Grund-)Freibeträgen und Steuertarif lassen sich z. B. jederzeit auch durch eine entsprechende Verstärkung der Steuerprogression – oder eine entsprechend verringerte Dämpfung der Progression, soweit dies aktuell eher angezeigt ist – gestalten.

Als bedeutsam erscheint die in der Studie einmal mehr bestätigte Beobachtung, dass die Wohlstandspositionen von Familien mit steigender Kinderzahl sinken. Zwar sagt dies noch nichts über die Wohlfahrt der Familien, die auch vom immateriellen Nutzen des Zusammenlebens mit Kindern beeinflusst wird. Trotzdem kann gefragt werden, ob der damit einhergehende Rückgang des materiellen Wohlstands so sein muss. Möglicherweise stellt er einen der Gründe dar, warum sich die Anzahl und vor allem auch die Größe von Familien in der Vergangenheit kontinuierlich verringert haben. Das Phänomen deutet daher unter Umständen auf grundsätzliche Probleme, nicht zuletzt die mangelnde Berücksichtigung der Rolle von Familien für die Stabilität des umlagefinanzierten Sozialversicherungssystems, das durch die Höhe seiner Beiträge und Leistungen eine wichtige Determinante für die Einkommenssituation aller Haushaltstypen darstellt, aber Familien in besonderer Weise belastet.

Als wichtig erscheint es schließlich, auch die Wirkungen familiärer Entscheidungen und familienpolitischer Instrumente für das Wohlergehen von Kindern und für die Realisierung etwaiger Kinderwünsche im Blick zu behalten. Dazu gibt es bislang nur wenige Untersuchungen und daher weiteren Forschungsbedarf. Finanzielle Transfers benötigen Kinder, Jugendliche und ihre Familien vor allem in wohlbegründeten Fällen, nicht zuletzt zur Bekämpfung von Armut. Erwerbsbeteiligung ist ein zentrales Mittel, mit dem Eltern die wirtschaftliche Lage ihrer Familie selbst steuern können, soweit es in ihrem Interesse ist. Sie begegnen dabei allerdings immer noch zahlreichen Hindernissen, für deren Beseitigung die Politik Sorge tragen kann, nicht nur durch den qualitativen und quantitativen Ausbau im Bereich der Kinderbetreuung, sondern etwa auch in der Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik und des Arbeitsrechts. Dabei darf allerdings nicht allein auf die finanzielle Lage der Familien abgestellt werden. Damit das Familienleben dem Wohlergehen der Kinder und den Wünschen der Eltern gerecht werden kann, sind Rahmenbedingungen erforderlich, die flexible Zeit- und Betreuungsarrangements zwischen den Polen Erwerbsbeteiligung (beider Eltern), gemeinsame Zeit im Familienkreis und ergänzender, institutioneller Betreuung und Bildung der Kinder ermöglichen.

1 Einleitung

Analysen der Einkommenssituation von Familien sind schwierig – sowohl praktisch als auch konzeptionell. Praktische Schwierigkeiten bereitet schon die Datenlage. Für eine differenzierte Analyse der Situation diverser Typen von Familien erfassen die meisten verfügbaren Datensätze zu wenig Haushalte. Repräsentative Auswertungen sind daher oft nur für wenige, relativ häufig zu beobachtende Familientypen möglich, wie zum Beispiel Paare mit einem und zwei Kindern oder auch einzelne Elternteile mit einem Kind. Konzeptionelle Schwierigkeiten ergeben sich zum einen daraus, dass das Einkommen einer Familie nicht einfach ein vorgegebenes Merkmal ist, sondern auf diverse Entscheidungen der Familienmitglieder zurückgeht, die unter anderem die Gründung und Erweiterung der Familie betreffen. Zum anderen lässt sich das jeweilige Familieneinkommen auch nicht ohne weiteres mit dem Einkommen anders zusammengesetzter Haushalte vergleichen.

Die Entscheidung, ein (weiteres) Kind zu haben, geht oft – mindestens vorübergehend – mit Einschränkungen der Erwerbstätigkeit und einem Verzicht auf die Erzielung von Einkommen einher. Außerdem führt sie – meist für lange Zeit – zu einer Teilung des vorhandenen Einkommens mit einem weiteren Haushaltsmitglied. Potenzielle Eltern müssen dies bedenken, tatsächliche Eltern nehmen beides offenbar in Kauf. Einkommensverzicht und Einkommensteilung sind zugleich Aspekte, die sich innerhalb der Familie beeinflussen lassen, aber auch mit Mitteln der Familienpolitik. Welche Ergebnisse all dies erzeugt, kann durch einfache Vergleiche der beobachtbaren Einkommenssituation, die Haushalte verschiedenen Typs unter den jeweiligen gesellschaftlichen und politischen Rahmenbedingungen erreichen, anschaulich gemacht werden. Selbst für noch offene Entscheidungen über Kinder können solche Vergleiche von Bedeutung sein, unter anderem weil sie den Betroffenen mögliche Konsequenzen ihrer Wahlmöglichkeiten vor Augen führen. Auch hierzu sprechen die vorhandenen Daten eine eigene Sprache: Familien sind in Deutschland in den vergangenen Jahrzehnten seltener und vor allem kleiner geworden. Die eingangs erwähnten praktischen Schwierigkeiten, ihre Situation genauer zu analysieren, werden dadurch weiter erhöht.

Ziel dieser Studie ist es, die Entwicklung der Einkommenssituation von Familien verschiedenen Typs seit Anfang der 1990er Jahre – im Vergleich miteinander und vor allem zu Paaren ohne Kinder – mit Hilfe empirischer Analysen nachzuzeichnen. Zu diesem Zweck werden Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) ausgewertet, die insbesondere die verfügbaren Einkommen der betrachteten Haushalte betreffen. Um die Einkommen verschieden zusammengesetzter Haushalte vergleichbar zu machen und letztlich ihre Wohlstandspositionen zu messen, werden sie vorab äquivalenzgewichtet. Die zu diesem Zweck notwendigen Äquivalenzskalen werden im Rahmen der Studie empirisch ermittelt, gestützt auf Daten der amtlichen Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). Im Unterschied zur bisher vorliegenden Literatur zur Einkommenssituation von Familien bzw. Haushalten aller Art, wird dabei berücksichtigt, dass angemessene Äquivalenzskalen mit der Höhe des Haushaltseinkommens variieren.

Daten des SOEP werden in Deutschland regelmäßig für Analysen der Einkommensverteilung und ihrer Dynamik genutzt. In der Regel zielen solche Arbeiten auf eine allgemeine Schichtung aller Haushalte und oft speziell auf die Messung von „Armutquoten“ in der Gesamtbevölkerung. Die Positionen verschiedener Haushaltstypen, insbesondere von Familienhaushalten, werden dabei zumeist nur am Rande beachtet. Zudem stützen sich vor allem neuere Arbeiten dieser Art für die zu Vergleichszwecken erforderliche Äquivalenzgewichtung der Einkommen fast ausnahmslos auf die „modifizierte“ oder „neue“ OECD-Skala. Diese liefert ein sehr einfaches, aber zugleich recht starres Wägungsschema, das die Effekte der Haushaltsgröße und -struktur nur stark stilisierend berücksichtigt. Diese Äquivalenzskala heranzuziehen, entspricht internationalen Usancen. Anlass an der Angemessenheit der Skala zu zweifeln gibt – neben ihrer sehr einfachen Struktur – jedoch vor allem die fehlende Einkommensabhängigkeit der Skalenwerte.

Welche Auswirkungen es hat, das verfügbare Einkommen mit einem weiteren Haushaltsmitglied zu teilen, kann sich für Haushalte in ohnedies angespannter Einkommenssituation anders darstellen als für Haushalte mit durchschnittlichem Einkommen oder für finanziell wohl situierte Haushalte. Bei Verwendung der OECD-Skala wird die Einkommenssituation verschiedener Haushalte daher unter Umständen nicht korrekt erfasst, ohne dass bisher bekannt ist, wie stark die resultierenden Verzerrungen sind. Die empirische Bestimmung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen, die im Prinzip auch über die Zeit variieren können, stellt somit eine innovative Fragestellung dar, die für die Verteilungs- und Armutforschung von großem methodischen Interesse ist. Die Anwendung solcher Skalen auf häufig genutzte Einkommensdaten erlaubt dabei, die Effekte unterschiedlicher Formen der Äquivalenzgewichtung und vor allem die daraus resultierenden Änderungen bekannter Ergebnisse besser sichtbar zu machen. Gleichzeitig verfolgt die Studie ein inhaltliches Forschungsinteresse am Einkommen und an der Wohlstandsposition von Familien in Deutschland im Zeitverlauf. Sie sollen hier möglichst differenziert analysiert werden, soweit die vorhandenen Daten es erlauben.

In der Studie wird daher zunächst ein Überblick über den Forschungsstand zur Einkommenssituation von Familien gegeben (Kapitel 2). Anschließend werden in Teil I der Studie die Analysen zu angemessenen Äquivalenzgewichten für Familienhaushalte auf Basis der EVS-Daten eingeführt und dargestellt. Dazu werden Zweck und Arten der Aufstellung von Äquivalenzskalen, einschließlich der gängigen, „neuen“ OECD-Skala, diskutiert (Kapitel 3). Anschließend werden die Datenbasis EVS und die Aufbereitung der daraus verwendeten Daten vorgestellt (Kapitel 4) und dann Vorgehensweise und Resultate bei der Ermittlung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen präsentiert (Kapitel 5). Teil II der Studie ist den Auswertungen zur Einkommensentwicklung von Familienhaushalten auf Basis der SOEP-Daten gewidmet. Dazu werden die Datenbasis SOEP, einschließlich der Datenaufbereitung, behandelt (Kapitel 6) und dann die Resultate zur Verteilung äquivalenzgewichteter Einkommen von Familien und ihrer Entwicklung seit den 1990er Jahren präsentiert und diskutiert (Kapitel 7). Vor diesem Hintergrund wird zudem untersucht, welche Einflüsse die Familienpolitik und vor allem das Erwerbsverhalten der Betroffenen, das in den SOEP-Daten ebenfalls detailliert erfasst ist, auf die Resultate haben (Kapitel 8). Die Studie schließt mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und ihrer Implikationen für die Familienforschung und für die Familienpolitik.

2 Forschungsstand zur Einkommenssituation von Familien

Angaben zur Höhe des Einkommens von Haushalten mit Kindern, zum Teil auch differenziert nach den häufigsten Familientypen, finden sich in der Literatur zuhauf. Besondere Aufmerksamkeit findet in diesem Zusammenhang in jüngerer Zeit vor allem die stärker zugespitzte Frage nach der Verbreitung von Armut oder Armutsrisiken unter Familien und Kindern. Trotzdem gibt es nicht viele Untersuchungen aus den vergangenen 20 Jahren, die die Einkommenssituation von Familien – im Vergleich zu anderen Haushaltstypen und/oder im Vergleich zwischen verschiedenen Familientypen – umfassend beleuchtet haben. Dies gilt erst recht für Arbeiten, die die Entwicklung der Einkommenssituation von Familien über längere Zeiträume verfolgen.

Zu den Gründen für diese Zurückhaltung dürfte unter anderem die Datenlage zählen (vgl. Abschnitt 2.1). Gleichwohl lassen sich der Literatur einige Befunde entnehmen, die die vorhandenen Daten unter den gängigen Verfahren der Datenaufbereitung mit gewisser Konsistenz liefern (vgl. Abschnitt 2.2). Sie sollen hier vorab als Stand einschlägiger Erkenntnisse festgehalten werden, bevor an den zugrunde liegenden Verfahren und daher auch mindestens an einem Teil der auf dieser Basis erarbeiteten Resultate Kritik geübt wird.

2.1 Zur Datenlage

Datensätze, die für Zwecke der sozio-ökonomischen Forschung in Deutschland regelmäßig genutzt werden, erlauben zumeist nur für wenige konkrete Familientypen (vor allem Paare mit einem oder zwei Kindern oder Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind) repräsentative Aussagen, weil nur solche Fälle dort häufig genug beobachtet werden. Angaben für weitere Familientypen (wie Paare mit drei oder gar vier Kindern oder Ein-Eltern-Haushalte mit zwei Kindern) können oft nur noch unter Vorbehalt gemacht werden, während Angaben für offene Typen (etwa Paare mit drei und mehr Kindern oder Ein-Eltern-Haushalte aller Art) zwar auf etwas höheren Fallzahlen basieren als bei genauerer Aufschlüsselung, aber als wenig aussagekräftig erscheinen.⁶ Probleme dieser Art verstärken sich,

⁶ Offene Typen fassen Familien verschiedenen Typs zusammen, ohne dass geprüft werden kann, ob summarische Aussagen für diese Typen zulässig sind. Irreführend ist im Grunde schon eine Angabe zu ihrer durchschnittlichen Kinderzahl. Falls diese für Paare mit drei und mehr Kindern z. B. bei 3,5 liegt, erweckt dies den Eindruck, im Mittel hätte die Hälfte der betrachteten Haushalte ein viertes Kind (und dies sei mit einem dritten Kind prinzipiell vergleichbar). Tatsächlich hat aber vielleicht nur ein Drittel der Haushalte ein viertes Kind, weiter abnehmende Anteile auch ein fünftes, ein sechstes und gegebenenfalls noch weitere Kinder. Alle inhaltlichen Aussagen über die Einkommenssituation dieser Haushalte, die Erwerbssituation der Eltern, die Betreuungssituation der Kinder, Ansprüche auf familienpolitische Leistungen etc. müssten diese Differenzierung eigentlich berücksichtigen. Genau das ist aufgrund der Fallzahlen aber oft nicht möglich.

wenn es nicht nur um einfache Angaben wie ein (gewichtetes) Durchschnitts- oder Median-Einkommen ausgewählter Familientypen geht, sondern um weitere Kennziffern zur gesamten Form der Einkommensverteilung (z.B. Quartils-, Quintils- oder Dezilsgrenzen, Gini-Koeffizienten o.ä.), und wenn weitere Unterscheidungen (z. B. nach Erwerbskonstellation, Bildung oder Migrationshintergrund erwachsener Haushaltsmitglieder) getroffen werden sollen.

Die mit Abstand größten Fallzahlen – auch im Bereich von Familienhaushalten – weist unter den prinzipiell verfügbaren Datenbasen der Mikrozensus der amtlichen Statistik auf, der als 1-Prozent-Stichprobe der gesamten Wohnbevölkerung angelegt ist und bei der Erhebung für 2015 über 300.000 Haushalte erfasste (Statistisches Bundesamt 2016a, S. 5). Ausgerechnet für genauere Analysen der Einkommenssituation der erfassten Haushalte ist der Mikrozensus aber nur bedingt geeignet, weil das jeweilige Haushaltseinkommen dort nur sehr grob erfasst wird, indem sich die Befragten vorgegebenen Größenklassen für ihr Nettohaushaltseinkommen zuordnen. Eine weit differenziertere Erfassung des Einkommens der befragten Haushalte bietet die gleichfalls von der amtlichen Statistik erhobene Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS; vgl. Kapitel 4). Allerdings werden EVS-Erhebungen nur alle fünf Jahre durchgeführt, und das Befragungsprogramm enthält nur eingeschränkt Angaben zu weiteren sozio-ökonomischen Variablen, die für vertiefende Analysen ebenfalls von Interesse sein könnten. Obwohl für sie zuletzt (2013) über 50.000 Haushalte befragt wurden, ergeben sich bei der EVS außerdem bereits die eingangs angesprochenen, Fallzahl-bedingten Beschränkungen der Möglichkeiten für repräsentative Auswertungen bei Familien mit zunehmender Kinderzahl.

Beim Sozio-ökonomischen Panel (SOEP; vgl. Kapitel 6) treten Probleme dieser Art noch stärker hervor, da für diesen reinen Forschungsdatensatz 2015 z. B. insgesamt knapp 20.000 Haushalte befragt wurden. Aufgrund des sehr breit angelegten Befragungsprogramms, des Charakters als Längsschnitterhebung, mit wiederholter Befragung derselben Haushalte bzw. Individuen, und nicht zuletzt auch aufgrund des einfachen Zugangs für Forschungszwecke stellen die SOEP-Daten aber die wichtigste Datengrundlage der sozio-ökonomischen Forschung in Deutschland dar. Insbesondere das Design, das die Befragung aller Personen im Haushalt ab 16 Jahren umfasst, sowie die Vielzahl der erfassten Merkmale erlauben differenzierte Analysen unterschiedlicher Haushalts- und Familientypen. Die vorhandenen Untersuchungen zur Einkommenssituation von Familien stützen sich – zumindest in der Zeit seit 2005 – daher ganz überwiegend auf die Daten des SOEP. Weitere Datensätze, die in der Literatur gelegentlich herangezogen werden – wie etwa die Europäische Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (*EU Statistics on Income and Living Conditions*, EU-SILC) –, decken zumindest bisher erst kürzere Zeiträume ab und versprechen ansonsten keine Vorteile gegenüber den bereits genannten Datenbasen (vgl. Hauser 2007). Teilweise haben sie – wie etwa das „Niedrigeinkommens-Panel“ (NIEP) oder in jüngerer Zeit das Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS) – von ihrer Thematik und der Auswahl der Befragten her auch rein ergänzenden Charakter, um ausgewählte Aspekte wie z. B. die Situation einkommensschwacher Familien näher beleuchten zu können.

2.2 Häufige Befunde

Für diese Studie stellen die Beiträge von Becker (2003), Eggen und Rupp (2006) sowie Schulze (2009, insbes. Kap. 3) die wichtigsten Vorarbeiten dar. Gestützt auf Daten des SOEP, der EVS bzw. des Mikrozensus⁷ werden in diesen Arbeiten – für einzelne Jahre, im Falle von Schulze (2009) aber auch für längere Zeitreihen – mittlere (Median oder arithmetisches Mittel), äquivalenzgewichtete Haushaltsnettoeinkommen von Familien verschiedenen Typs bestimmt und mit Resultaten für alle Haushaltstypen oder z. B. auch für kinderlose Paare verglichen. Die Arbeit von Becker (2003) enthält darüber hinaus Angaben zu weiteren Kennziffern, die ein umfassenderes Bild der Einkommensverteilung nach Haushalts- und Familientypen geben.

Relevante Vorarbeiten sind außerdem regelmäßig aktualisierte Untersuchungen von Forschern des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), die die Entwicklung der Einkommensverteilung stets mit Hilfe von Daten des SOEP betrachten (etwa Grabka und Krause 2005; Krause und Zähle 2005; Grabka und Frick 2010; oder Goebel et al. 2015). Die Einkommenssituation von Familien spielt darin allerdings meist nur am Rande eine Rolle.⁷ Zudem verschiebt sich der Schwerpunkt dieser Arbeiten immer mehr in Richtung der Armutsmessung, bei der allein der untere Rand der Einkommensverteilung betrachtet wird. Vereinzelt Angaben, die für die in dieser Studie verfolgten Zwecke von Belang sind, lassen sich auch im amtlichen Auftrag erstellten Datensammlungen (etwa Juncke und Henkel 2013, insbes. Abschnitt 3.2; oder Deckl 2013) entnehmen sowie einem Forschungsbericht zum Fünften Armuts- und Reichtumsbericht (Boockmann et al. 2015), in dem die Entwicklung im Zeitraum 2001 bis 2011 nachgezeichnet wird. Längerfristige Einkommensentwicklungen von Familien werden von Büchel und Trappe (2001) sowie in der bereits zitierten Arbeit von Schulze (2009) beleuchtet, und zwar auf Basis von SOEP- bzw. EVS-Daten, die bis in die 1980er oder sogar bis zum Ende der 1960er Jahre zurückreichen.

Übereinstimmender Befund in praktisch allen hier genannten Arbeiten ist, dass das Haushaltsnettoeinkommen von Paaren sowie – auf deutlich niedrigerem Niveau – auch von Ein-Eltern-Haushalten mit der Kinderzahl tendenziell leicht zunimmt, während es nach der zumeist vorgenommenen Äquivalenzgewichtung mit der Kinderzahl abnimmt. Über Gründe für die Zunahme des Haushaltsnettoeinkommens (ohne Äquivalenzgewichtung) kann dabei nur spekuliert werden, da dahinter jeweils rein deskriptive Auswertungen stehen. Familienpolitische Leistungen, die mit der Kinderzahl zunehmen, dürften dafür eine gewisse Rolle spielen. Zu vermuten ist aber auch, dass darin bestimmte Lebenszyklus-Effekte zum Ausdruck kommen: Während Paare ohne Kinder trotz etwaiger Altersbeschränkungen eine relativ heterogene Gruppe darstellen dürften, bilden Paare mit Kindern generell eine homogenere Gruppe, deren Alter mit der Kinderzahl systematisch zunimmt. Hinzu kommen unter Umständen gewisse Selektionseffekte in Bezug auf Merkmale wie Bildung oder Erwerbsbeteiligung, aufgrund derer zumindest

7 Familien werden in diesen Studien oft nur zusammenfassend als „Alleinerziehende“ und „Paare mit Kindern“ oder als „Haushalte“ mit variierender Kinderzahl erfasst. Grundlegende Zusammenhänge werden gleichwohl erkennbar. In anderen aktuellen Arbeiten (etwa Feld und Schmidt 2016; Felbermayer et al. 2016, die versuchen den unter anderem durch die DIW-Studien genährten, öffentlichen Diskussionen über eine ständig wachsende Ungleichheit in Deutschland mit einigen Differenzierungen zu begegnen) werden unterschiedliche Haushaltstypen oder Familien dagegen gar nicht angesprochen.

ein Teil der Eltern (weitere) Kinder hat, weil sie über ein höheres Einkommen oder zumindest über ein höheres Einkommenspotenzial verfügen.⁸

Durch die Äquivalenzgewichtung der Haushaltseinkommen soll der Tatsache Rechnung getragen werden, dass die Konsummöglichkeiten jedes Haushaltsmitglieds von der variierenden Haushaltsgröße beeinflusst werden (vgl. dazu Kapitel 3). Dass die relative Einkommensposition von Familien danach ungünstiger aussieht, überrascht daher nicht – bedeutet es doch lediglich, dass die höheren Nettoeinkommen die Mehr-Ausgaben für Kinder nicht völlig ausgleichen, die durch die jeweiligen Äquivalenzgewichte unterstellt werden. Als interessantes Resultat erscheint jedoch, dass sich die Rangfolge über verschiedene Haushalts- und Familientypen durch die Äquivalenzgewichtung recht konsistent umdreht. Verwendet werden für die Äquivalenzgewichtung zumeist einschlägige Standardansätze – in jüngeren Arbeiten ganz überwiegend die sogenannte „neue“ OECD-Skala (vgl. Abschnitt 3.2) –, wobei deren Bedeutung für die exakten numerischen Resultate nur in älteren Arbeiten angesprochen wird.⁹

In Arbeiten, die einen längeren Zeitraum abdecken, finden sich die hier aufgezeigten Muster – unter Berücksichtigung etwaiger Effekte nominalen oder realen Wachstums – in der Regel im Zeitablauf unverändert, das heißt ohne erkennbare Trends für die Abstände mittlerer (ungewichteter oder äquivalenzgewichteter) Haushaltseinkommen bzw. der daraus unter Umständen ermittelten Einkommens- oder Wohlstandspositionen.¹⁰ Soweit in den vorliegenden Arbeiten auch Angaben zu Einkommensverteilungen einzelner Haushaltstypen gemacht werden – darunter verschiedene Familientypen oder zumindest allgemein Haushalte mit Kindern –, werden allerdings einige Eigenarten erkennbar: Einkommen von Familien streuen weniger weit in den Bereich höherer und höchster Einkommen; dafür hat ihre Verteilung eine etwas höhere Dichte im Bereich unterer, mittlerer und leicht gehobener Einkommen. Sie sind damit insgesamt weniger ungleich verteilt. Bei Ein-Eltern-Haushalten verstärken sich diese Muster. Die Einkommensverteilung erweist sich bei ihnen generell als nach unten gestaucht, mit sehr hoher Dichte im Bereich niedriger Einkommen und ohne nennenswerte Streuung in den Bereich hoher Einkommen.

Leicht uneinheitliche Resultate finden sich in der hier gesichteten Literatur schließlich zu den speziellen Armutsrisiken von Familien und Kindern:¹¹ Die Armutsquoten für Paarhaushalte mit Kindern fallen – auch in Abhängigkeit von der exakten Definition und Berechnung – teilweise höher aus als für Paarhaushalte

8 In diese Richtungen deuten auch multivariate Befunde in Büchel und Trappe (2001, Abschnitt 4.2) oder Köhler (2016), die Alter, Bildung und Erwerbsbeteiligung erwachsener Mitglieder als wichtige Determinanten der Einkommensposition von (Familien-)Haushalten nach Äquivalenzgewichtung erweisen. Allerdings werden Interaktionen dieser Faktoren mit der Haushaltsgröße oder der Kinderzahl dabei nicht direkt getestet oder zumindest durch entsprechend differenziertere deskriptive Statistiken beleuchtet.

9 Eine Ausnahme bildet die Studie des ZEW und IAW (Boockmann et al. 2015, Abschnitt 3.3), die die Effekte unterschiedlicher Skalen auf die Armutsquote und die Einkommensverteilung untersucht haben, aber leider nicht im Detail ausweisen. In vereinzelt Fällen (etwa Stutzer 2003) werden zu Zwecken der Äquivalenzgewichtung auch reine Pro-Kopf-Einkommen berechnet, was die für zusätzliche Haushaltsmitglieder anfallenden Ausgaben stark überzeichnen dürfte.

10 Als Wohlstands- oder relative Einkommensposition wird in den hier betrachteten Arbeiten die Relation des äquivalenzgewichteten Einkommens einzelner Haushaltstypen zum Durchschnittswert über alle Haushalte oder für einen ausgewählten (Referenz-)Haushaltstyp bezeichnet.

11 Neben bereits zitierten Arbeiten vgl. dazu vor allem die älteren, auf Armutsmessung fokussierten Studien von Hauser und Becker (2001; 2004), die zugleich als Grundlage der ersten beiden Armuts- und Reichtumsberichte der Bundesregierung dienten (vgl. Deutscher Bundestag 2001; 2005).

ohne Kinder oder für den Durchschnitt aller Haushalte, teilweise aber auch nicht. Überdurchschnittliche Armutsrisiken treten fallweise, jedoch nicht immer, für Paarhaushalte ab drei Kindern hervor. Bei einer Aufschlüsselung nach dem Alter der Kinder sind vor allem Haushalte mit sehr kleinen Kindern von höheren Armutsrisiken betroffen. Entwicklungen dieser Quoten und ihrer Struktur variieren über die Zeit. Eine anhaltende trendmäßige Zunahme von Familien- und Kinderarmut wird dabei aber nicht erkennbar.¹² Für Ein-Eltern-Haushalte finden sich jedoch praktisch immer und im Zeitablauf weitgehend unverändert stark erhöhte Armutsquoten, die mit der Kinderzahl noch deutlich ansteigen.

Neben Angaben zu Einkommen und Armutsrisiken von Familien enthalten einige der hier zitierten Arbeiten ergänzend Informationen zu weiteren Aspekten, die – wie die Erwerbssituation der Eltern oder das Angebot an familienpolitischen Maßnahmen – auf die Einkommenssituation von Familien einwirken (vgl. insbesondere Hauser und Becker 2001; 2004; Becker 2003; Eggen und Rupp 2006; sowie Stichnoth 2016). Für die Interpretation aktualisierter und dabei auch methodisch revidierter Berechnungen zur Einkommenssituation von Familien wird in dieser Studie später auf ähnliche Zusatzinformationen zurückgegriffen (vgl. Kapitel 8).

Was die Einkommen von (Familien-)Haushalten verschiedenen Typs angeht, wird für die hier angestrebten Analysen mit dem SOEP dieselbe Datenbasis herangezogen wie für die Mehrzahl der zuvor zitierten Arbeiten, vor allem aus jüngerer Zeit. Hinsichtlich vieler Aspekte wird dabei auch eine vergleichbare Herangehensweise und Datenaufbereitung gewählt. Ein wichtiger Unterschied zur bisherigen Literatur besteht allerdings bezüglich der Grundlagen und der konkreten Umsetzung der Äquivalenzgewichtung der jeweiligen Haushaltseinkommen. Daher ist zu prüfen, inwieweit sich die hier zusammengefassten Befunde als robust erweisen und ob sich gegebenenfalls zusätzliche Erkenntnisse über die Entwicklung der Einkommenssituation von Familien, ihr Verhalten zur Einkommenserzielung oder die Effekte (familien-)politischer Rahmenbedingungen ergeben. Entscheidender Schritt für einen neuen Zugang zu diesen Themen sind empirische Analysen zur Höhe und Struktur angemessener Äquivalenzgewichte für Familienhaushalte, durch die – gestützt auf Daten der EVS und eine dazu passende Methodik – zunächst eigene Äquivalenzskalen für (Familien-)Haushalte verschiedenen Typs ermittelt werden.

12 Extrem lange Zeitreihen zur Entwicklung von Armutsquoten für einige Familientypen, die bis in die 1960er Jahre zurückreichen, stellt Lauterbach (2003) zusammen.

Teil I Äquivalenzgewichte für Familienhaushalte

3 Äquivalenzskalen

Äquivalenzskalen bestehen aus Äquivalenzgewichten für einzelne Haushaltsmitglieder, die in der Regel von deren Stellung im Haushalt und unter Umständen auch vom Alter abhängen. Sie sollen den Bedarf eines Haushalts relativ zu dem eines Referenzhaushalts mit abweichender Zusammensetzung messen, der – je nach Art der Skala (vgl. Abschnitt 3.1) – das gleiche Wohlfahrts- oder Wohlstandsniveau aufweist. Die Äquivalenzgewichtung wird daher oft auch als „Bedarfsgewichtung“ bezeichnet und anstelle von Äquivalenzgewichten vom „Bedarf“ oder „Mehr-Bedarf“ eines zusätzlichen Haushaltsmitglieds gesprochen. Dieser Sprachgebrauch erscheint jedoch als missverständlich oder sogar irreführend (vgl. dazu die Erläuterungen in Kasten 3-1.)

Bei der Aufstellung von Äquivalenzskalen wird alleinlebenden Personen oder den ersten erwachsenen Mitgliedern von Mehr-Personen-Haushalten üblicherweise ein Äquivalenzgewicht von Eins zugewiesen – als Referenzpunkt für die Gewichtung von Einkommen aller Haushaltstypen. Äquivalenzgewichte für zusätzliche Mitglieder von Mehr-Personen-Haushalten sind typischerweise kleiner als Eins. Sie reflektieren damit insbesondere „Haushaltersparnisse“, die mit der Größe und Struktur des jeweiligen Haushaltes zusammenhängen. Grund dafür sind Skaleneffekte und Verbundvorteile bei der Produktion von Haushaltsgütern sowie beim gemeinsamen Konsum: Regelmäßig für vier Personen zu kochen oder zu waschen, ist nicht viermal so aufwändig wie für eine einzelne Person; vier zusammenlebende Personen benötigen auch keine vier Wohnungen, keine vier Wohnzimmer, keine vier Esstische sowie keine vier Autos, um denselben Wohnkomfort oder dieselbe Mobilität zu erreichen wie eine alleinlebende Person.

Aufgrund solcher Effekte erwartet man z. B., dass eine vierköpfige Familie mit einem monatlichen Nettoeinkommen von 3.000 Euro einen höheren Lebensstandard hat als ein Single mit einem Einkommen von 750 Euro (das heißt dem Pro-Kopf-Einkommen der Familie). Effektiv entspricht der Lebensstandard der Familie vielleicht eher demjenigen eines Singles mit einem monatlichen Einkommen zwischen 1.000 Euro und 2.000 Euro. Genauere Maßstäbe dafür liefern aber jeweils erst angemessen ermittelte Äquivalenzskalen. Das durch die Summe der Äquivalenzgewichte aller Mitglieder geteilte Haushaltseinkommen wird auch als (Netto-)Äquivalenzeinkommen bezeichnet. Es soll die Einkommenssituation von Haushalten verschiedenen Typs direkt miteinander vergleichbar machen (gemessen am als äquivalent eingestuften Einkommen eines alleinlebenden Erwachsenen). Gleiche Äquivalenzeinkommen zeigen an, dass Mitglieder verschiedener Haushalte denselben Lebensstandard erreichen können. Implizit wird dabei auch unterstellt, dass die einzelnen Mitglieder eines Haushalts alle denselben Lebens-

standard haben. Ob dies durch die tatsächliche Einkommensaufteilung innerhalb des Haushalts sichergestellt wird, bleibt jedoch zumeist offen.

3.1 Arten von Äquivalenzskalen

Aus theoretischer Sicht ist klar, dass beim Vergleich der Einkommen von Haushalten unterschiedlicher Größe eine Äquivalenzgewichtung vorgenommen werden sollte. Wie eine angemessene Äquivalenzskala aussieht, ist dagegen vorwiegend eine empirische Frage, die als solche nicht leicht und vor allem nicht eindeutig zu beantworten ist. Intensiv geforscht wurde daran insbesondere in den 1970er und 1980er Jahren (für Überblicke zu den Entwicklungen in dieser Phase vgl. etwa Kapteyn und Van Praag 1976; Deaton und Muellbauer 1980a; Browning 1992; Nelson 1993 oder Pollak und Wales 1995). In jüngerer Zeit ist das Interesse an dieser Frage wieder erwacht (vgl. etwa Blundell et al. 2003; Donaldson und Pendakur 2006 oder Chiappori 2016).¹³

Effektiv lässt sich die Vielzahl der in der Literatur verwendeten Ansätze und Methoden zu drei verschiedenen Typen von Äquivalenzskalen zusammenfassen:

- (i) Normverbrauchs-Skalen, die zumeist auf einem Warenkorb-Ansatz und/oder auf Expertenurteilen basieren.
- (ii) Skalen, die sich auf empirische Analysen des beobachtbaren Verhaltens der Haushalte, insbesondere ihrer tatsächlichen (Verbrauchs-)Ausgaben, stützen.
- (iii) Skalen, die auf (empirischen Analysen von) subjektiven Einschätzungen der Einkommenssituation oder der Wohlfahrtsposition der Haushalte beruhen.

Welche Art von Skalen als angemessen erscheint, hängt dabei stark vom Zweck der Analyse ab.

Beim Vergleich verschiedener Haushalte macht es einen Unterschied, ob dabei vorrangig auf die materielle Ausstattung der Haushaltsmitglieder („Wohlstand“ oder „Lebensstandard“) abgestellt wird oder ob auch immaterielle Nutzenkomponenten („Wohlfahrt“, individuell: „Nutzen“) berücksichtigt werden. Skalen, die auf subjektiven Einschätzungen beruhen, zielen eher auf die Wohlfahrtsposition des Haushalts und den Nutzen seiner Mitglieder ab. Neben echten Haushaltsersparnissen reflektieren sie daher, dass das Zusammenleben mit einem Partner bzw. einer Partnerin oder mit Kindern *per se* – sogar trotz finanzieller Einbußen – als vorteilhaft empfunden werden kann. Diese Perspektive ist wichtig, um Entscheidungen zur Gründung oder Erweiterung von Familien zu verstehen.¹⁴ Um die finanzielle Situation eines Haushalts zu analysieren und die Möglichkeiten zur materiellen Versorgung aller Mitglieder zu prüfen, erscheint sie jedoch als unpassend. Hierfür sind eher Skalen geeignet, die den Lebensstandard des Haushalts anhand seines Ausgabenverhaltens, der damit eröffneten, materiellen Konsummöglichkeiten bzw. seines Wohlstands identifizieren; immaterielle Vorteile des Zusammenlebens mit anderen können sich allerdings auch im jeweils getätig-

¹³ Für umfassende Überblicke über methodische Entwicklungen auf internationaler Ebene sowie über Resultate, die im Lauf der Zeit auf verschiedener Basis für Deutschland ermittelt wurden, vgl. Dudel et al. (2014, Abschnitt 3.1).

¹⁴ Durch die Geburt eines Kindes sinkt das Haushaltseinkommen meist zumindest vorübergehend, oft sogar dauerhaft; außerdem wird das vorhandene Einkommen unter mehr Haushaltsmitgliedern geteilt. Trotzdem erwarten die jeweiligen Eltern davon zumeist einen Wohlfahrtsgewinn.

ten Konsum bemerkbar machen. Normative Skalen haben demgegenüber vor allem die Funktion eines ergänzenden Korrektivs, weil (Mehr-)Ausgaben eines Haushalts für zusätzliche Mitglieder nicht deren (Mehr-)Bedarf reflektieren (vgl. Kasten 3-1). Dies gilt besonders für Haushalte mit geringen Einkommen, deren Ausgaben weniger vom (Mindest-)Bedarf aller Mitglieder, sondern vom insgesamt verfügbaren Einkommen bestimmt werden.¹⁵ Ein Nachteil ist allerdings die fehlende empirische Basis solcher Skalen.

KASTEN 3-1 Äquivalenzgewichte und individuelle Bedarfe – eine Klärung

Statt von Äquivalenzgewichtung wird in der Literatur oft auch von einer „Bedarfsge-
wichtung“ der Haushaltseinkommen gesprochen. Diese Bezeichnung klingt anschau-
licher, erweist sich bei näherem Hinsehen jedoch als missverständlich, in extremen
Fällen sogar als irreführend. Auch wenn dies häufig so formuliert wird, sollen und
können Äquivalenzgewichte nicht den Bedarf eines zusätzlichen Haushaltsmitglieds
erfassen. Ziel von Äquivalenzgewichten ist eine Normierung, die die Wohlstandsposi-
tionen von Haushalten vergleichbar macht. Dabei wird der Frage nachgegangen,
welche zusätzlichen Ressourcen (meist Einkommen) für die gesamten Aufwen-
dungen (meist Ausgaben) eines Haushalts notwendig sind, damit das Wohlfahrts-
oder Wohlstandsniveau beim Hinzutreten eines weiteren Haushaltsmitglieds kon-
stant bleibt. Eine Zurechnung zu einzelnen Haushaltsmitgliedern ist dabei nur unter
der (sehr strikten) Annahme möglich, dass innerhalb des Haushalts eine Gleichver-
teilung herrscht, also jedes Haushaltsmitglied das gleiche Wohlfahrts- bzw. Wohl-
standsniveau hat.

Aber selbst unter dieser Annahme können die ermittelten Gewichte nicht als „Be-
darfe“ der zusätzlichen Haushaltsmitglieder interpretiert werden. Vielmehr wird
der volle „Bedarf“ eines zusätzlichen Mitglieds dabei in der Regel unterschätzt, weil
ihm faktisch alle (zusätzlich) anfallenden Haushaltsersparnisse zugerechnet werden
(z. B. die erneute Nutzung oder Mehrauslastung vorhandener Güter, wie Spielzeug,
Haushaltsgeräte, Wohnraum etc.). Wenn dies das einzige Problem wäre, könnte man
vielleicht noch von einem „Mehr-Bedarf“ des Haushaltsmitglieds sprechen. Auch
dieser wird aber unterschätzt, wenn bei einer Vergrößerung des Haushalts nicht nur
echte Ersparnisse auftreten, sondern eines oder mehrere der bereits vorhandenen
Haushaltsmitglieder zugunsten des neuen Mitglieds Verzicht leisten (z. B. bei als
leicht luxuriös empfundenem Konsum, wie Reisen, Restaurantbesuchen, häufigerem
Kauf neuer Kleidung oder der Nutzung eines Raums als Arbeits- oder Gästezimmer).
Damit muss um so mehr gerechnet werden, je angespannter die Einkommenssituati-
on des Haushalts ist – gleichzeitig fällt es dann allerdings oft desto schwerer. Solche
haushaltsinternen Umverteilungen können bei der Äquivalenzgewichtung nicht er-
fasst werden. Zudem stellt sich die Frage, ob eine für den Wohlstand relevante Um-
verteilung von Konsumgütern auch einen Wohlfahrtsverzicht bedeutet, was gerade
bei einem Konsumverzicht von Eltern zugunsten ihrer Kinder vielfach nicht zutreffen
dürfte.

15 Entsprechende Einwände haben daher vor allem ihre Berechtigung, wenn es um die Ausgestaltung politischer Maß-
nahmen zur Mindestsicherung geht. Ein reines „Statistikmodell“ zur Festsetzung existenzsichernder finanzieller
Transfers kann die nötigen, politisch-normativen Diskussionen nicht ersetzen, nur durch empirische Analysen in vie-
len Punkten versachlichen (vgl. dazu etwa Dudel et al. 2017a).

Diese Überlegungen gelten unmittelbar für praktisch alle Ausgaben-basierten Äquivalenzskalen. Normverbrauchs-Skalen sollen in der Regel einen Verzicht auf Konsummöglichkeiten ausschließen, die zum Mindest-Bedarf aller vorhandenen Haushaltsmitglieder gerechnet werden, während sie die jeweils anfallenden Haushaltsersparnisse voll berücksichtigen können. Inwieweit beides tatsächlich gelingt, muss mangels empirischer Überprüfbarkeit offen bleiben. Welche Perspektive bei der Ermittlung subjektiver Skalen eingenommen wird, kann durch die konkrete Fragestellung – nach dem Bedarf, dem Mehr-Bedarf oder den tatsächlich anfallenden Mehr-Ausgaben – beeinflusst werden, zu der subjektive Einschätzungen abgegeben werden. Inwieweit dies gelingt, bleibt aber ebenfalls offen. Außerdem dürften in die Antworten in jedem Fall zusätzliche Aspekte hineinspielen, speziell die subjektiv empfundene Wohlfahrt und nicht nur der finanziell bestimmte Wohlstand.

Die Begriffe „Bedarf“ und „Bedarfsgewichtung“ werden hier daher vermieden. Statt dessen wird konsequent die technische Bezeichnung „Äquivalenzgewichtung“ bevorzugt, auch wenn sie materiell mit denselben Einschränkungen zu versehen ist.

Die vorliegende Studie zielt auf eine vergleichende Messung der Einkommenssituation und der materiellen Konsummöglichkeiten von Familien. Zu diesem Zweck erscheint es als angemessen, empirische Analysen zur Ermittlung Ausgaben-basierter Äquivalenzskalen anzustellen (vgl. Kapitel 4 und 5). Gegenüber der zuvor gesichteten Literatur (vgl. Kapitel 2) werden dabei in einem potenziell wichtigen Punkt neue Wege eingeschlagen. Eine Lehre aus der langjährigen Forschung zu Äquivalenzskalen aller Art ist nämlich, dass diese in ihrer Struktur nicht unwesentlich vom Niveau des jeweiligen Haushaltseinkommens abhängen. Genauer: Die Möglichkeit, dass die Form der Skalen vom Wohlstand oder von der Wohlfahrt der betrachteten Haushalte mitbestimmt wird, wird bei empirischen Schätzungen oft *a priori* ausgeblendet.¹⁶ Wo immer sie zugelassen oder explizit überprüft wird, hat sie sich aber bestätigt.¹⁷ Die Äquivalenzgewichte zusätzlicher Haushaltsmitglieder fallen dabei für niedrige Einkommen zumeist deutlich höher aus – das heißt die Skalen steigen mit der Zahl der Haushaltsmitglieder stärker an – als bei höheren Einkommen. Die Gründe dafür liegen zum einen darin, dass die Haushaltsersparnisse mit steigendem Einkommen zunehmen, da der Konsum vieler Güter bei einer komfortableren Grundausstattung und einem höheren Konsumniveau für weitere Haushaltsmitglieder nicht so stark ausgedehnt werden muss.¹⁸ Zum anderen ergeben sich mit steigendem Einkommen unter Umständen auch eine größere Bereitschaft und bessere Möglichkeiten zum Konsumverzicht zugunsten weiterer Haushaltsmitglieder als dies Haushalte mit geringem Einkommen überhaupt leisten können.

16 Allgemein wird diese Annahme in der Fachliteratur „*Independence-of-base*“-Annahme genannt. Sie impliziert, dass der durchschnittliche Anteil einer Person an den Gesamtausgaben eines Haushalts bei variierendem Einkommen konstant bleibt, so dass z. B. der Anteil des Kindes an den Ausgaben eines Ehepaars mit einem Kind bei jedem Einkommensniveau den gleichen Prozentsatz x beträgt.

17 Wichtige Beiträge, die dies unterstreichen, liefern etwa Blundell und Lewbel (1991), Plug und van Praag (1995), Aaberge und Melby (1998), Donaldson und Pendakur (2004) oder Koulovatianos et al. (2005). Für einen umfassenden Überblick vgl. Dudel et al. (2015, Abschnitt 2.3).

18 So leben Haushalte mit höherem Einkommen z. B. in größeren Wohnungen, die bei der Geburt eines (weiteren) Kindes – ohne merkliche Einschränkungen – für einen gewissen Zeitraum weiter genutzt werden können. Auch steigen die Mobilitätskosten weniger stark an, wenn Haushalte bereits über ausreichend große (oder sogar mehrere) Kraftfahrzeuge verfügen, so dass kein neues (bzw. weiteres) angeschafft werden muss und keine zusätzlichen Kosten für den öffentlichen Personen-Nahverkehr anfallen.

Eine genauere Analyse dieses Aspektes ist wichtig, weil die Verwendung einkommensunabhängiger Skalen für die Zwecke aussagekräftiger Einkommensvergleiche nicht einmal als vertretbare Vereinfachung erscheint. Vielmehr lässt sich zeigen, dass einkommensunabhängige Äquivalenzskalen bei allgemeinen Verteilungs- und Ungleichheitsmaßen (Lorenz-Kurven, Gini-Koeffizienten) wie auch bei der Messung von Einkommensarmut mit Hilfe gängiger Kennziffern (Armutsgrenzen und Armutsquoten) immer zu verzerrten Ergebnissen führen, wenn die Äquivalenzgewichte in Wahrheit einkommensabhängig sind (vgl. Dudel et al. 2015, mit einem formalen Nachweis und illustrativen Berechnungen).

3.2 Die („modifizierte“) OECD-Skala

Die in Kapitel 2 zitierten Arbeiten zur Einkommenssituation von Familien stützen sich bei der Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen ganz überwiegend auf eine einkommensunabhängige und insgesamt sehr einfach strukturierte Äquivalenzskala – die sogenannte „neue“ oder „modifizierte“ OECD-Skala. Ausgehend von einem Äquivalenzgewicht von Eins für Alleinlebende bzw. ein erstes Haushaltsmitglied erhalten zusätzliche Haushaltsmitglieder im Alter ab 14 Jahren gemäß dieser Skala ein Äquivalenzgewicht von 0,5, zusätzliche Haushaltsmitglieder im Alter von 0 bis unter 14 Jahren ein Äquivalenzgewicht von 0,3.

Vorgeschlagen wurde die („neue“) OECD-Skala von Hagenaaers et al. (1994) in einer Arbeit, die im Auftrag von Eurostat entstanden ist. Sie basiert nur begrenzt auf empirischen Analysen. Vielmehr stellt sie zum einen den Versuch dar, auf einfache Weise – unter anderem mit einem gehörigen Maß an *Experts' choice* – einen Kompromiss herzustellen zwischen einer „steileren“ Skala, die höhere Gewichte für zusätzliche Haushaltsmitglieder vorsieht und früher als „(alte) OECD-Skala“ bekannt war, und wesentlich „flacheren“ Skalen, die von den Autoren in vorangegangenen Forschungsarbeiten für mehrere EU-Staaten auf der Basis subjektiver Einschätzungen der Wohlfahrt (vgl. Abschnitt 3.1) ermittelt wurden (vgl. dazu auch De Vos und Zaidi 1997, S. 321). Zum anderen soll sie vor allem einen einheitlichen Ansatz für international vergleichende Arbeiten liefern, da sich alle auf nationaler Ebene empirisch ermittelten Skalen notorisch voneinander unterscheiden. Aus Sicht der Urheber stellt sie aber definitiv nicht das letzte Wort dar, das in dieser Angelegenheit gesprochen werden sollte:

„Admittedly, this is a pragmatic choice and should be considered as arbitrary as the choice of the original OECD scale. One of the main arguments to use the modified OECD scale is that this scale is close to the average of the scales derived in the literature. In our view, more research efforts should be devoted to the choice of equivalence scales which can be used for cross-country comparisons.“ (Hagenaaers et al. 1994, S. 194)

Interessant ist schließlich, dass die „modifizierte OECD-Skala“ von der OECD selbst nie für den allgemeinen Gebrauch empfohlen wurde. In einem bis heute aktuellen Methodenpapier der Organisation werden vielmehr drei Skalen einander gegenübergestellt: die „alte“ OECD-Skala, die „modifizierte“ OECD-Skala sowie die auf andere Weise sehr einfach konstruierte „Quadratwurzel-Skala“.¹⁹ Im Anschluss wird konstatiert:

¹⁹ Die Quadratwurzel-Skala weist Haushalten der Größe n Skalenwerte in Höhe von \sqrt{n} zu.

„In general, there is no accepted method for determining equivalence scales, and no equivalence scale is recommended by the OECD for general use.“ (OECD o.J., S. 1)

Trotzdem ist die „neue“ OECD-Skala im Lauf der Zeit zu einem Quasi-Standard der internationalen Verteilungs- und Armutforschung geworden, der als solcher immer weniger hinterfragt wird.

3.3 Ziel: empirische Ermittlung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen

Alternative, von der „neuen“ OECD-Skala abweichende Äquivalenzskalen werden in der Literatur zur Einkommenssituation von Familien in Deutschland nur in relativ frühen Beiträgen herangezogen.²⁰ Praktisch alle ab 2005 veröffentlichten Arbeiten – nicht nur zur Einkommenssituation von Familien, sondern ganz allgemein zu Fragen der Einkommensverteilung oder -armut – stützen sich dagegen unkommentiert auf die modifizierte OECD-Skala.²¹ Selbst wenn diese Skala eine angemessene Äquivalenzgewichtung für bestimmte Segmente der Einkommensverteilung darstellen sollte, bleibt offen, ob dies eher für Haushalte mit „mittleren“ Einkommen der Fall ist, wie die verfügbaren Hinweise zu ihrer Aufstellung nahe legen, oder eher für Haushalte am unteren Rand der Einkommensverteilung. Für Zwecke der Armutsmessung, bei der sich die Verwendung der Skala mittlerweile fest etabliert hat, wäre sie in beiden Fällen ungeeignet, weil sie aufgrund fester Skalenwerte entweder das äquivalenzgewichtete Median-Einkommen aller Haushalte oder das Äquivalenzeinkommen armutsgefährdeter Haushalte oder beide Größen verzeichnet. Dasselbe gilt bei jedem Vergleich der Positionen von Haushalten in der gesamten Einkommensverteilung, die sich in ihrer Größe und Struktur systematisch voneinander unterscheiden.

Erste und innovative Zielsetzung dieser Studie ist es daher, Äquivalenzskalen empirisch zu ermitteln, die die finanzielle Situation von Familien und anderen Haushalten in Deutschland nicht nur in Abhängigkeit von ihrer Größe, sondern auch vom jeweiligen Einkommensniveau vergleichbar machen. Dabei wird speziell mit der Möglichkeit gerechnet, dass die Äquivalenzgewichte der Haushaltsmitglieder mit dem Haushaltseinkommen sinken. Die Arbeiten an dieser Fragestellung stützen sich auf die Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamtes (vgl. Kapitel 4). Sie bedienen sich eines zweistufigen Schätzverfahrens, bei dem vorab nicht festgelegt werden muss, welche Einkommen von Haushalten verschiedener Zusammensetzung letztlich als vergleichbar angesehen werden können (vgl. Kapitel 5). Endgültige Urteile erlauben nämlich erst die Äquivalenzskalen, die auf diesem Weg aufgestellt werden.

20 So stellen Hauser und Becker (2000; 2004) stets Vergleiche zwischen Resultaten für eine Äquivalenzgewichtung mit Hilfe der „alten“ und der „neuen“ OECD-Skala an. Dasselbe gilt am Rande auch für Eggen und Rupp (2006). In der Studie von Becker (2003) werden zusätzlich Resultate für eine Äquivalenzgewichtung mit der Quadratwurzel-Skala ausgewiesen (vgl. Fußnote 19).

21 Ein weiteres Beispiel liefern die im offiziellen Auftrag erstellten „Armut- und Reichtumsberichte“ der Bundesregierung: Im ersten dieser Berichte von 2001 wurden alternativ ebenfalls die „alte“ und die „neue“ OECD-Skala zur Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen verwendet und insgesamt nicht weniger als acht konzeptionell leicht verschiedene „Armut(-risiko-)quoten“ ausgewiesen, die eine nicht unerhebliche Streuung aufwiesen (Deutscher Bundestag 2001, S. 28f. und 38–41). Ähnliches gilt auch für den zweiten Bericht. Entsprechende Angaben in jüngeren Berichten (vgl. zuletzt den fünften Bericht; Deutscher Bundestag 2017, S. 73f. und 381–385) basieren dagegen nur noch auf einer einzigen Definition, gestützt auf die „neue“ OECD-Skala. Konzeptionelle Unklarheiten und mögliche Messprobleme werden damit ausgeblendet (vgl. allerdings die Vorstudie von Boockmann et al. 2015, Abschnitt 3.3).

4 Datenbasis EVS

Die EVS ist ein Datensatz der amtlichen Statistik, der vom Statistischen Bundesamt alle fünf Jahre erhoben wird. In dieser Erhebung werden private Haushalte in Deutschland zu ihren Einnahmen und Ausgaben, zur Vermögensbildung, zur Ausstattung mit Gebrauchsgütern und zur Wohnsituation befragt. Die letzte Erhebung, deren Daten seit Juni 2016 zur Verfügung stehen, fand im Jahr 2013 statt. Die Analysen für diese Studie basieren auf den Daten der EVS 2013 und mehrerer früherer Wellen. Die Stichprobe umfasst jeweils rund 0,2 Prozent aller in Deutschland lebenden privaten Haushalte, wobei nur Haushalte am Hauptwohnort erfasst werden und keine Personen befragt werden, die in Einrichtungen leben. Zudem werden nur Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen von bis zu 18.000 Euro berücksichtigt. Für das Jahr 2013 sind es z. B. 53.490 Haushalte, die Angaben über ihre Einnahmen und Ausgaben machten. Für die vorliegenden Analysen stand allerdings nicht der gesamte Datensatz zur Verfügung, sondern jeweils nur eine 80-Prozent-Stichprobe (für das Jahr 2013: 42.792 Haushalte).

Die Erhebungen zur EVS gliedern sich in vier Teile:

- (i) sozio-demographische und sozio-ökonomische Grunddaten zu Haushalten und Einzelpersonen, zur Wohnsituation sowie zur Ausstattung mit Gebrauchsgütern;
- (ii) Geld- und Sachvermögen sowie Kredite und Hypothekenschulden der Haushalte;
- (iii) ein Haushaltsbuch, in dem drei Monate lang alle Einnahmen und Ausgaben auf Monatsbasis erfasst werden;
- (iv) ein Feinaufzeichnungsheft für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren.

Im Haushaltsbuch werden über 150 Ausgabenkategorien abgefragt, die entsprechend der SEA-Klassifikation in zwölf Abteilungen gruppiert werden.²² Die Führung des Haushaltsbuches wird über die beteiligten Haushalte zeitlich so verteilt, dass das gesamte Jahr abgedeckt ist und bei der Analyse auch saisonale Einflüsse berücksichtigt werden können. Das Feinaufzeichnungsheft wird nur von 20 Prozent (ca. 12.000) der befragten Haushalte geführt und für die weiteren Analysen daher nicht genutzt.

22 SEA steht für „Systematisches Verzeichnis der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte“ (vgl. Statistisches Bundesamt 2016b). Die zwölf Abteilungen lauten: Nahrungsmittel, alkoholische Getränke und Tabakwaren, Bekleidung und Schuhe, Wohnen und Energie, Innenausstattung/Haushaltsgeräte, Gesundheitspflege, Verkehr, Nachrichtenübermittlung, Freizeit/Unterhaltung/Kultur, Bildung, Beherbergung/Gaststätten, andere Waren und Dienstleistungen.

Auf Basis der EVS-Daten werden im Folgenden Äquivalenzgewichte für Personen in Mehr-Personen-Haushalten ermittelt, mittels derer die Wohlstandspositionen von Haushalten unterschiedlicher Größe und Struktur bestimmt werden (vgl. Kapitel 3). Unter den verschiedenen Typen von Äquivalenzskalen (vgl. Abschnitt 3.1) erscheint dafür eine empirisch fundierte Skala am angemessensten, die auf Basis des Ausgabenverhaltens aller betrachteten Haushalte ermittelt wird. Die EVS stellt für diese Zwecke in Deutschland die beste Datengrundlage dar. Um der Erwartung Rechnung zu tragen, dass die Äquivalenzgewichte zusätzlicher Mitglieder jeweils auch vom Wohlstandsniveau der Haushalte abhängen (vgl. Abschnitt 3.3) werden mit Hilfe der EVS-Daten Äquivalenzskalen für unterschiedliche Einkommensbereiche geschätzt, nämlich konkret die fünf Quintile der Einkommensverteilung jedes betrachteten Haushaltstyps. Unter den Familienhaushalten werden ausschließlich Familien mit minderjährigen Kindern berücksichtigt. Um etwaige Änderungen der Konsumstrukturen im Laufe der Zeit zu berücksichtigen, werden EVS-Daten aus den Erhebungsjahren 1998, 2003, 2008 und 2013 genutzt.²³

4.1 Deskriptive Analysen

a) Haushaltstypen

Trotz der großen Anzahl befragter Haushalte in der EVS reduzieren sich die Fallzahlen bei der Aufschlüsselung nach Haushaltstypen sehr schnell (vgl. Tabelle 4-1). Zudem ergibt sich im Zeitablauf eine Veränderung der Haushaltsstruktur zulasten des Anteils von Familienhaushalten. So umfasst der Datensatz nach Aus-

TABELLE 4-1 Haushaltstypen in der EVS (1998–2013)

TYP ^{a)}	1998	2003	2008	2013
A	5.065	4.943	6.000	5.438
AA	3.962	3.807	3.975	2.957
AAC	2.229	2.092	2.065	1.363
AACC	3.669	2.842	2.422	1.557
AACCC	994	759	598	373
AC	873	713	674	547
N (1998–2013) = 59.917				

Anmerkung:

a) Die Kürzel beschreiben Größe und Struktur der Haushalte: A (adult) steht für erwachsene Mitglieder, C (child) für minderjährige Kinder.

Quelle: EVS (verschiedene Jahrgänge), eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

²³ Ursprünglich sollten für die Studie auch Daten der EVS 1993 verwendet werden. Im Verlauf der Analysen stellte sich jedoch heraus, dass der Erwerbsstatus der Haushaltsmitglieder dort nur anhand der Gesamtzahl erwerbstätiger Personen im Haushalt erfasst wird. Detailliertere Informationen dazu sind für die geplanten Analysen jedoch unverzichtbar (vgl. Abschnitt 5.2). Andernfalls würden z. B. Paarhaushalte mit einem Kind, in denen beide Partner erwerbstätig sind, und solche, in denen dies für einen Partner und ein Kind gilt, als vergleichbar eingestuft. Auch wird der Erwerbsumfang in der EVS 1993 nicht erfasst, so dass ein Haushalt, in dem zwei Vollzeit-Erwerbstätige leben, mit einem Haushalt mit zwei geringfügig Beschäftigten gleichgesetzt werden kann. Angesichts der eher geringen Varianz über die Zeit, die die Resultate auf Basis der EVS-Wellen 1998, 2003, 2008 und 2013 anzeigen (vgl. Abschnitt 5.4), liegt im Verzicht auf die 1993er Welle nicht notwendig ein Verlust.

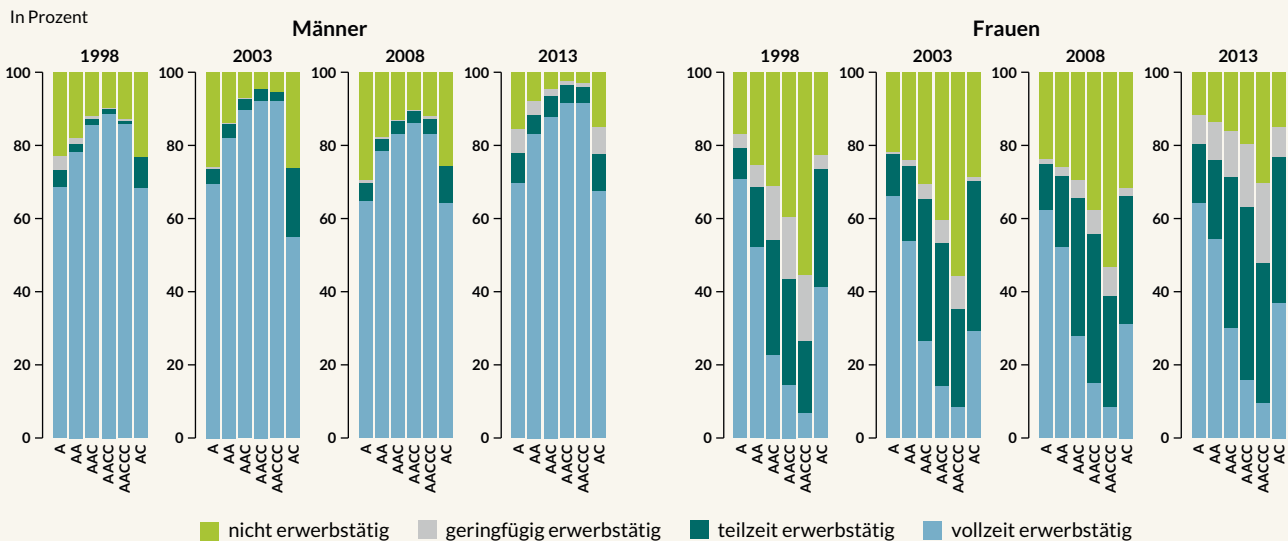
schluss von Beobachtungen, die aus verschiedenen Gründen nicht einzubeziehen sind (vgl. Abschnitt 4.2), für das Jahr 1998 gut 2.200 Paarhaushalte mit einem minderjährigen Kind, derjenige für 2013 dagegen nur noch knapp 1.400 Haushalte dieses Typs. Unterteilt man diese Haushalte weiter nach Einkommensquintilen, verbleiben für 2013, selbst für diesen relativ stark besetzten Familientyp weniger als 300 Fälle für jede Schätzung.

b) Weitere Variablen

Neben der Haushaltsstruktur und der Anzahl an Beobachtungen, die bei den Analysen der EVS-Daten verwendet werden, sind für die Grundlegung der nachfolgenden Schätzungen einige weitere deskriptive Statistiken von Interesse. Entsprechende Angaben konzentrieren sich auf Variablen, die bei der Aufbereitung der Daten (vgl. Abschnitt 4.2) und vor allem bei der Identifikation vergleichbarer Haushalte unterschiedlichen Typs (vgl. Abschnitt 5.2) von Bedeutung sind. Alle Angaben beziehen sich dabei auf die in Abschnitt 4.2 getroffene Auswahl an Beobachtungen und stellen jeweils die Anteile an den Fallzahlen im für die weiteren Analysen verwendeten Sample dar, die nicht unbedingt den Anteilen in der Bevölkerung entsprechen.²⁴

Betrachtet man zunächst die Erwerbsbeteiligung von Männern und Frauen (Abbildung 4-1), so sieht man das erwartete Bild, dass Männer überwiegend Vollzeit erwerbstätig sind und zwar in höherem Maße in den Familienhaushalten, wäh-

ABBILDUNG 4-1 Erwerbsbeteiligung nach Geschlecht und Haushaltstypen (EVS 1998-2013)



Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quelle: EVS (verschiedene Jahrgänge), eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

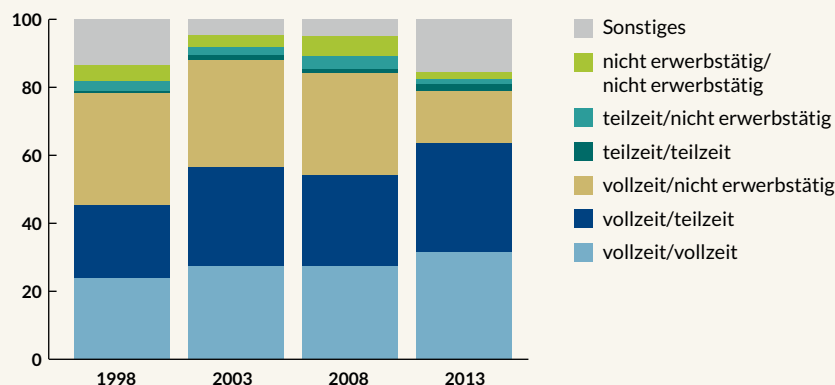
24 Da die Schätzungen mit der EVS auf Mikrodaten basieren, spielen Hochrechnungsfaktoren (außer für die Signifikanzniveaus) keine Rolle, sofern im Sample einige relevante Teil-Populationen nicht nahezu völlig fehlen. Sowohl für das Matching als auch die Differenzierung nach Einkommensquintilen (vgl. Abschnitte 5.1 und 5.2) ist es jedoch wichtig, ob hinreichend viele Beobachtungen mit den dafür jeweils relevanten Merkmalen im Sample enthalten sind. Hochgerechnete und damit im Rahmen des Möglichen für die Gesamtbevölkerung repräsentative Ergebnisse werden nach Anwendung der geschätzten Äquivalenzskalen auf die SOEP-Daten in den Kapiteln 7 und 8 ausgewiesen.

rend Frauen bei Vorhandensein von Kindern ihre Erwerbstätigkeit einschränken oder aufgeben. Allerdings zeigen sich hieran im Zeitverlauf Veränderungen. Insbesondere im Jahr 2013 ist die Nicht-Erwerbstätigkeit von Frauen zugunsten von Teilzeit- oder geringfügiger Beschäftigung deutlich zurückgegangen. Umgekehrt nimmt bei den Männern, vor allem in den Familienhaushalten, die Teilzeitbeschäftigung leicht zu.

Daher ist es sowohl für die Bestimmung möglichst ähnlicher Haushalte unterschiedlichen Typs (Matching; vgl. Abschnitt 5.2) als auch für die daran anschließenden Analysen ihres Ausgabenverhaltens unter Berücksichtigung soziodemographischer Merkmale (vgl. Abschnitt 5.3) wichtig, die Erwerbskonstellationen bei Paarhaushalten explizit zu berücksichtigen. Diese haben sich im Zeitverlauf erheblich verändert (vgl. Abbildung 4-2). Der Anteil der Paarhaushalte, in denen beide Partner Vollzeit erwerbstätig sind, ist von 1998 bis 2013 kontinuierlich von 24 Prozent auf 32 Prozent gestiegen. Auffällig ist aber vor allem der starke Rückgang der klassischen Hausfrauen-Ehe im Jahr 2013 zugunsten von Vollzeit-Teilzeit-Kombinationen.

ABBILDUNG 4-2 Erwerbskonstellation in Paarhaushalten (EVS 1998–2013)

In Prozent



Quelle: EVS (verschiedene Jahrgänge), eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

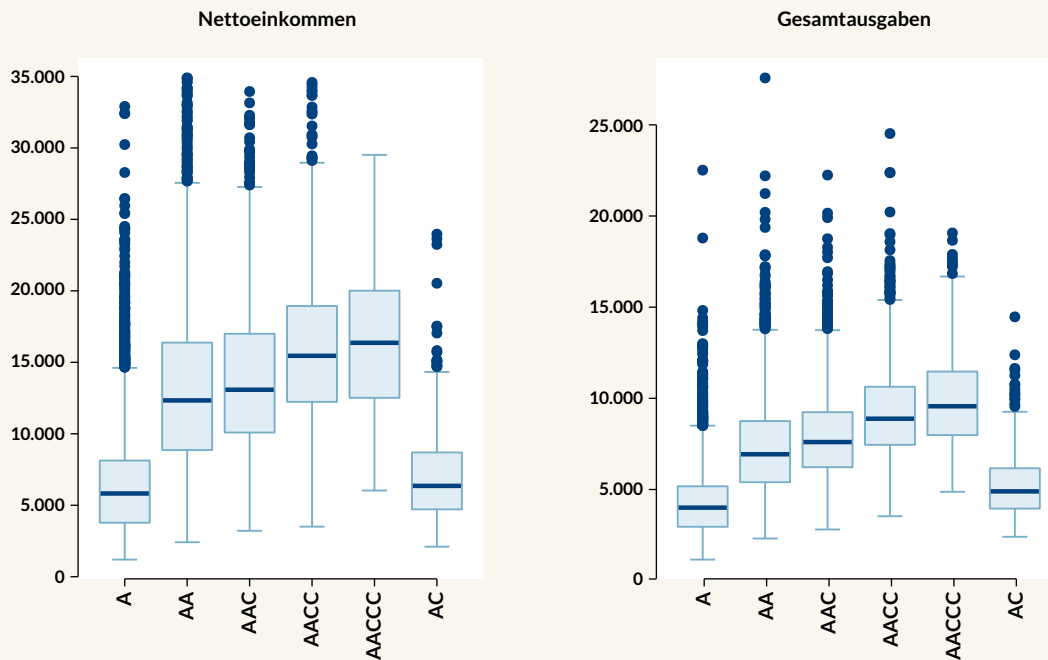
Betrachtet man die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen, die sich nicht zuletzt aus der jeweiligen Erwerbsbeteiligung ergeben, so zeigt sich ebenfalls ein mit der Literatur übereinstimmendes Bild (vgl. Abbildung 4-3). Diese Verteilungen sind – generell wie auch differenziert nach Haushaltstypen – stark „linkssteil“, das heißt unterhalb des Median-Einkommens gestaucht, oberhalb dagegen stärker gestreut, und verlagern sich mit der Kinderzahl tendenziell in Richtung höherer Einkommen (vgl. dazu Abschnitt 2.2). Paarhaushalte mit Kindern verfügen dabei über höhere Nettoeinkommen als Paare ohne Kinder. Parallel dazu nehmen jedoch auch ihre Ausgaben zu. Deren Verteilungen folgen generell denen der Einkommen, erweisen sich durchgängig allerdings als stärker gestaucht.²⁵ Auffallend ist hier schließlich, dass die Einkommensverteilung der Ein-Eltern-Haushalte –

²⁵ Dies weist auf einen allgemein mit dem Einkommen zunehmenden Anteil der Ersparnisse hin.

abgesehen von höheren Einkommen im Extrembereich – etwa derjenigen von Alleinlebenden entspricht, während ihre Ausgaben im direkten Vergleich tendenziell etwas höher ausfallen.

ABBILDUNG 4-3 Verteilung der Nettoeinkommen und Gesamtausgaben nach Haushaltstyp (EVS 2013)

In Euro



Anmerkungen: Alle Angaben beziehen sich auf Quartalswerte. Die Boxplots zeigen jeweils den Median, die Grenzen des unteren und oberen Quartils sowie die sogenannten Whiskergrenzen, die das 1,5-fache des Interquartilsabstandes abbilden (bzw., wenn keine Beobachtungen außerhalb dieses Bereichs liegen, den Minimal- und Maximalwert). Werte außerhalb werden als Extremwerte oder sogar Ausreißer angesehen. Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quelle: EVS (2013), eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Besondere Aufmerksamkeit verlangt bei Verwendung der EVS-Daten eine vergleichbare Abbildung der Einkommens- und Ausgabensituation von Mietern und Haushalten mit selbstgenutztem Wohneigentum (vgl. Abschnitt 4.2). Der Anteil der Mieter-Haushalte liegt in der EVS über die verschiedenen Erhebungswellen hinweg durchgehend über 50 Prozent, der der Eigentümer um 45 Prozent (vgl. Tabelle 4-2).²⁶ Differenziert nach Haushaltstypen zeigt sich eine deutlich höhere Eigentümerquote bei Paaren mit zwei und drei Kindern (80 Prozent), während die Quote etwa bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind deutlich darunter liegt (21 Prozent).²⁷

26 Dies entspricht in etwa der für das Jahr 2014 im Mikrozensus ausgewiesenen Eigentümerquote von 44 Prozent (vgl. Statistisches Bundesamt 2016c, Tab. 21).

27 Für die meisten Haushaltstypen stimmen die Eigentümerquoten lt. EVS mit denen in der Gesamtbevölkerung nahezu überein, während Eigentümerhaushalte bei Familien mit zwei und drei Kindern in der EVS überrepräsentiert sind. Im Mikrozensus werden sie für 2014 mit etwa 56 Prozent angegeben (vgl. Statistisches Bundesamt 2016c, Tab. 21), während sich für die EVS 2013 aus dem oben genannten Anteil an den Fallzahlen (80 Prozent) hochgerechnet etwa 68 Prozent ergeben (vgl. Statistisches Bundesamt 2013b, Tab. 1.6).

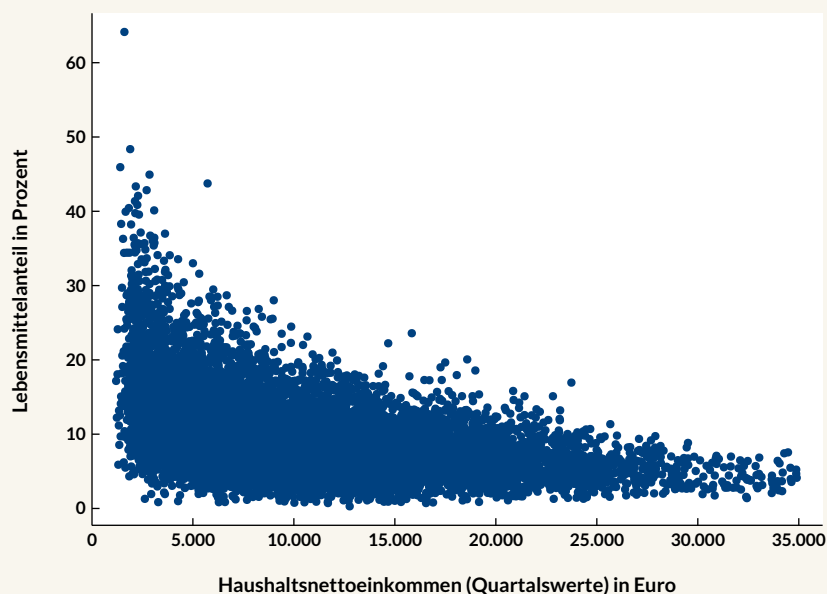
TABELLE 4-2 **Anteile von Mieter- und Wohneigentümer-Haushalten (EVS 1998–2013)**

	1998	2003	2008	2013
Mieter	55,9 %	50,9 %	52,0 %	57,7 %
Eigentümer	41,9 %	46,4 %	45,6 %	39,4 %
Mietfrei	2,1 %	2,8 %	2,4 %	2,9 %
N	16.792	15.156	15.734	12.235

Quelle: EVS (verschiedene Jahrgänge), eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Als einfaches Wohlstandsmaß wird traditionell der Anteil der Ausgaben für Lebensmittel an den Gesamtausgaben eines Haushalts angesehen (vgl. Abschnitt 5.1). Ein Überblick über diese Anteile in den EVS-Daten (vgl. Abbildung 4-4) zeigt deutlich, wie der Lebensmittelanteil mit dem verfügbaren Einkommen abnimmt. Im Bereich niedriger Einkommen belaufen sich diese Anteile in Einzelfällen auf mehr als 40 Prozent der Gesamtausgaben. Mit steigendem Einkommen nehmen sie jedoch stark ab.

ABBILDUNG 4-4 **Anteile der Ausgaben für Lebensmittel nach Einkommen (EVS 2013)**

Quelle: EVS 2013, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

4.2 Datenauswahl und -aufbereitung

Die Vorbereitung empirischer Analysen der Ausgaben der betrachteten Haushalte zwingt zu einer genaueren Auseinandersetzung mit den dafür verfügbaren Variablen, der Stimmigkeit und Plausibilität der dazu jeweils verfügbaren Angaben, den Determinanten des Ausgabenverhaltens und ganz allgemein der Lebenssituation der Haushalte. Gemeinsames Ziel aller Entscheidungen zur Auswahl und Aufbereitung der Daten ist dabei, die im Datensatz vorhandene Variation zu erhalten – insbesondere wenn sie systematisch mit dem Haushaltstyp und dem jeweiligen Einkommensniveau zusammenhängen könnte –, aber trotzdem ein hinreichend homogenes Sample hinsichtlich grundlegender Merkmale der Einkommenserzielung und -verwendung zu erhalten, das um Ausreißer sowie offenkundig unvollständige oder unplausible Angaben bereinigt ist.

a) Angleichung von Einnahmen- und Ausgaben-Variablen

Zunächst müssen in den EVS-Daten vergleichbare Einnahmen- und Ausgaben-Variablen generiert werden, die sich in allen Schätzungen konsistent verwenden lassen. Dies betrifft zum einen Unterschiede zwischen den verschiedenen Wellen der EVS, weil sowohl die abgefragten *Items* als auch die möglichen Antwortkategorien teilweise voneinander abweichen. Zum anderen besteht aber auch innerhalb jeder Welle ein inhaltlicher Angleichungsbedarf, wenn Haushalte Ausgaben in unterschiedlichen Gütergruppen tätigen, die aber der Deckung der gleichen Bedarfe dienen.

Als wichtiges Thema, das bei den EVS-Daten sowohl die Einkommensdefinition als auch die erfassten Ausgaben betrifft, erweisen sich hier die Wohnkosten bzw. ihre notwendigerweise unterschiedliche Erfassung bei Mieterhaushalten und bei Haushalten mit selbstgenutztem Wohneigentum. Während Kaltmieten, Mietnebenkosten und Heizkosten in der EVS bei Mietern jeweils direkt erfasst sind, fallen Ausgaben mit vergleichbarer Funktion (Schuldzinsen und Kredittilgung, Komponenten der Neben- und Heizkosten) bei Wohneigentümern in andere Kategorien, teilweise vermischt mit sonstigen, oft nur unregelmäßig anfallenden Ausgaben (allgemeine Vermögensbildung, Instandhaltung des Wohnraums ohne und mit Werterhöhung, Beschaffung von Energie, z. B. Heizöl, oder Steuern). Haushalte mit selbstgenutztem Wohneigentum aus dem Datensatz auszuschließen, erschiene aus mehreren Gründen als problematisch, da sie sich einerseits ungleichmäßig über die betrachteten Haushaltstypen (mit erhöhten Anteilen bei Paarhaushalten mit Kindern) und über die Einkommens-Quintile verteilen. Ein Ausschluss würde demnach bestehende Fallzahlprobleme verstärken.²⁸ Außerdem würde bei den weiteren Analysen nur ein unvollständiges Bild prinzipiell vergleichbarer Ausgabenstrukturen zugrunde gelegt. Als Alternative bietet die EVS für Wohneigentümer Angaben zu imputierten Mieten (mit und ohne typische Wohnnebenkosten) an, die im Übrigen auch als fiktives Vermögenseinkommen in allen Daten zum Haushalts(-netto-)einkommen enthalten sind. Die Imputation der Mieten stützt sich auf Daten aus dem Mikrozensus und berücksichtigt Größe, Lage (Region West/Ost und Gemeindegrößenklasse), Baujahr sowie Ausstattung des Wohn-

²⁸ So wären für Paare mit zwei und drei Kindern gar keine Schätzungen mehr möglich, weil sie unter den in der EVS beobachteten Fallzahlen überproportional hohe Anteile von Eigentümerhaushalten (von 80 Prozent, vgl. Abschnitt 4.1) aufweisen.

raums (vgl. Statistisches Bundesamt 2013a, S. 31; Christoph et al. 2014, Fußnote 7). Die Resultate dürften demnach durchschnittlichen Mieten für vergleichbare Mietwohnungen entsprechen. Sie wurden nach sorgfältigem Abwägen des Für und Wider als Vergleichswerte für tatsächliche Mietausgaben (und auch als Einkommensbestandteil) in die Analysen einbezogen.

Ähnliche, aber anders gelagerte Schwierigkeiten ergeben sich bei Haushalten mit gesetzlicher oder privater Krankenversicherung: Während Beiträge zur GKV in den Haushaltsnettoeinkommen lt. EVS nicht enthalten sind, werden Prämien für PKV-Verträge als Teil der Nettoeinkommen wie auch als daraus getätigte Ausgaben erfasst. In diesem Fall wurden entsprechende Beträge, soweit identifizierbar, bei privat Krankenversicherten auf beiden Seiten des Haushaltsbudgets herausgerechnet, um zu besser vergleichbaren Ausgabenstrukturen zu gelangen.

Weniger wichtige Unschärfen der Analyse der Haushaltsausgaben resultieren aus unterschiedlichen Abfragen und Codierungen in verschiedenen Wellen der EVS. So sind in der EVS 1998 Ausgaben für Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke sowie für alkoholische Getränke und Tabakwaren in einer Ausgabenkategorie zusammengefasst; ab 2003 werden sie getrennt ausgewiesen, aus Konsistenzgründen für die Analysen aber wieder zusammengefasst. Ebenso wird z. B. Leasing von Kraftfahrzeugen in den verschiedenen EVS-Wellen unterschiedlich erfasst. Da dies aber ein Substitut für den Kauf eines Kraftfahrzeugs darstellt, das aus anderen Gründen nicht berücksichtigt wurde (siehe Abschnitt b), wurde letztendlich auch diese Variable ausgeschlossen. Ähnliches gilt für Ausgaben für Kinderbetreuung durch Privatpersonen, die in den Wellen 1998 und 2003 nicht separat, sondern nur in der Gesamtkategorie „Haushaltshilfen und häusliche Dienstleistungen“ erfasst werden und daher nicht den gesamten Kinderbetreuungsausgaben zugeordnet werden können.²⁹

b) Auswahl und Zusammenfassung von Gütergruppen

Die in der EVS ausgewiesenen Gütergruppen und Ausgabenkategorien werden auch nach den eben beschriebenen Angleichungen nicht unverändert in die Analysen einbezogen. Vielmehr müssen weitere Umgruppierungen und Zusammenfassungen vorgenommen werden. Dies ist zum einen aus theoretischen (und zugleich schätztechnischen) Gründen notwendig und zum anderen aufgrund des jeweils auf ein Quartal beschränkten Zeitfensters der EVS-Erhebung.

Bei der Bildung von Gütergruppen muss für die hier durchgeführten Analysen auf Separabilität der Ausgaben in den einzelnen Kategorien geachtet werden. Wenn sich Güter über die verschiedenen Gütergruppen hinweg substituieren lassen, das heißt wechselseitig einen Minderkonsum ausgleichen können, um den gleichen sachlichen Bedarf zu befriedigen, ist eine der Grundannahmen der theoretischen Analysen verletzt, auf denen die empirische Ermittlung der Äquivalenzgewichte zusätzlicher Haushaltsmitglieder basiert (vgl. Kapitel 5). Um dies zu verhindern, müssen fallweise Ausgaben aus einer der vorgegebenen Kategorien laut EVS in eine andere verlagert werden. Dies gilt z. B. für Ausgaben für zubereitete Speisen

²⁹ Verbleibende Unstimmigkeiten, die sich vor allem beim Zusammenspiel mit unregelmäßig anfallenden Ausgaben sowie der Zusammenfassung von Gütergruppen ergeben, wurden im Zuge der nachstehend beschriebenen Schritte der Datenaufbereitung bereinigt.

außer Haus, die in der EVS als Beherbergungs- und Gaststätten-Dienstleistungen und nicht in der Kategorie Ernährung und Getränke (inkl. Tabakwaren) erfasst werden, sowie für Ausgaben für Kinderbetreuung durch Privatpersonen, die dort als sonstige Dienstleistung und nicht wie die institutionelle Kinderbetreuung als Bildungsaktivität eingestuft wird. Um die Separabilitäts-Annahmen zu erfüllen und für eine besser vergleichbare Ausgabenstruktur über alle Haushaltstypen hinweg zu sorgen, werden die insgesamt zwölf Gütergruppen („Abteilungen“) der EVS generell zu sechs Gütergruppen zusammengefasst und dabei teilweise neu gruppiert.³⁰ In den anschließenden empirischen Schätzungen separat berücksichtigt werden somit Ausgaben für

- Lebensmittel und Getränke,
- Bekleidung,
- Wohnen,
- Mediennutzung,
- Mobilität,
- Bildung und Freizeit.³¹

Ein Problem stellen dabei Ausgaben dar, die ein einzelner Haushalt nur unregelmäßig tätigt. Insbesondere Ausgaben für langlebige Konsumgüter verschiedener Art (z. B. neue und gebrauchte Kraftfahrzeuge, Möbel, Haushaltsgeräte) sowie für Reisen oder für Versicherung und Vermögensbildung weisen zwischen einzelnen Haushalten enorme Schwankungen auf, weil sie zumeist nur in größeren zeitlichen Abständen anfallen. Ihre Beobachtung auf Quartalsebene unterliegt daher schwer kontrollierbaren Zufallseinflüssen, und ihre Berücksichtigung in einer der sachlich dafür vorgesehenen Gütergruppen kann die Schätzergebnisse verzerren. Zwar lässt sich die aggregierte Nachfrage nach den jeweiligen Gütern über alle Haushalte hinweg korrekt ermitteln. Für die hier angestrebten Analysen der Ausgabenstruktur werden die Angaben jedoch auf der Mikroebene ausgewertet. Bei Haushalten, die im Beobachtungsquartal unregelmäßig anfallende Ausgaben getätigt haben, wird deren Bedeutung im Vergleich zu regelmäßig anfallenden Ausgaben deutlich überzeichnet. Bei Haushalten ohne Ausgaben in diesen Kategorien werden sie dagegen unterzeichnet, obwohl davon ausgegangen werden muss, dass auch diese Haushalte Rücklagen für den Kauf solcher Güter bilden. Ohne Zusatzinformationen, in welchen zeitlichen Abständen diese Güter erworben werden, lässt sich eine vertretbare Verteilung der Ausgaben auf einzelne Quartale nicht vornehmen.

Unregelmäßig anfallende Ausgaben werden für die empirischen Analysen daher ausgesondert und in einer Residualkategorie als „sonstige Ausgaben“ zusammengefasst, die zudem alle Arten von Ersparnis³² umfasst. Sie wird in den Ana-

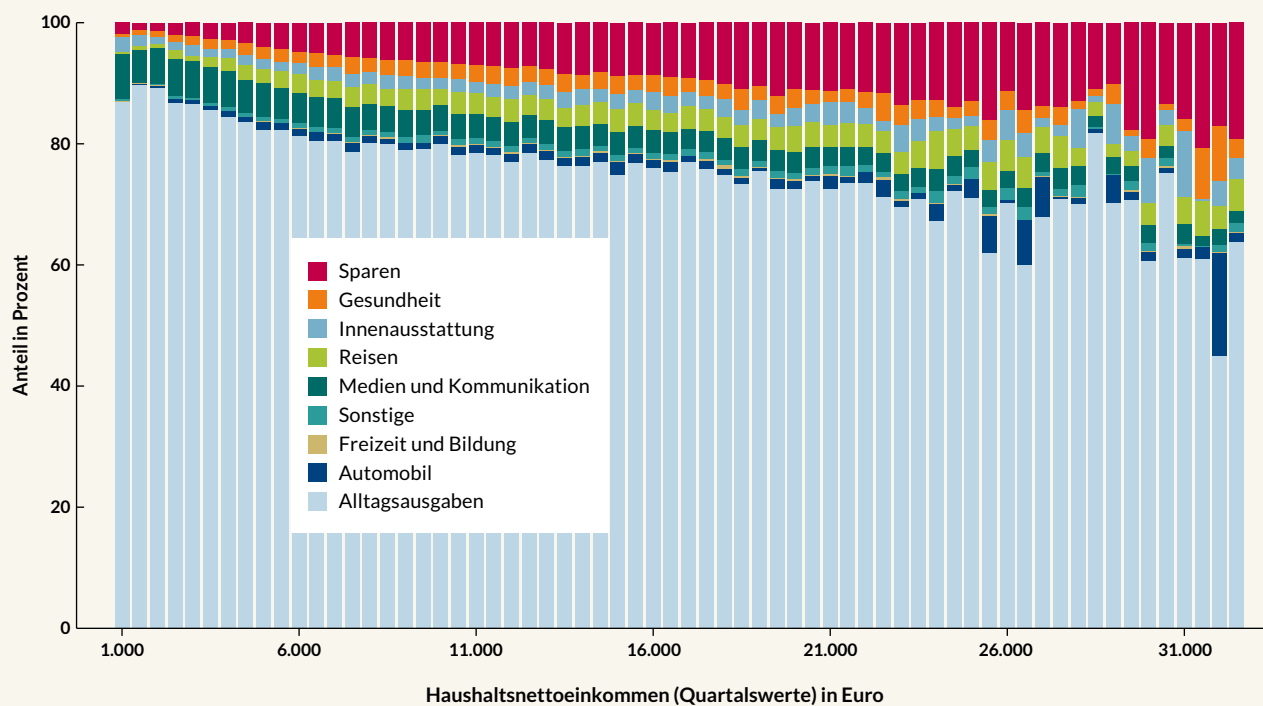
30 Dadurch wird vor allem sichergestellt, dass Ausgaben für einzelne Gütergruppen (z. B. Bildung) nicht bei manchen Haushaltstypen (z. B. alleinlebenden Erwachsenen und Paaren ohne Kinder) zumeist Null betragen, weil direkte Vergleiche auf der Ebene einzelner Gütergruppen dann nicht möglich sind.

31 Insbesondere die Kategorie Bildung kann nicht separat betrachtet werden, sondern wird mit Ausgaben für (sonstige) Freizeitaktivitäten zusammengefasst. Ansonsten wäre die Kategorie zum einen bei etlichen Haushalten völlig leer gewesen (siehe Fußnote 30), und zum anderen fallen dadurch Verzerrungen durch die nicht identifizierbaren Ausgaben für Kinderbetreuung durch Privatpersonen in den Wellen 1998 und 2003 nicht so stark ins Gewicht.

32 Dazu zählen grundsätzlich diverse Arten der Bildung von Finanzvermögen, einschließlich der Beiträge für Versicherungen mit Vorsorgecharakter, aber auch die Tilgung von Schulden (etwa im Kontext einer Immobilienfinanzierung), die aus ökonomischer Sicht als nachgeholte Ersparnis anzusehen ist. Zur konsistenten Erfassung der Verwendung des gesamten Einkommens wird hier allerdings effektiv die Differenz zwischen Haushaltseinkommen und -ausgaben berücksichtigt (nach den in diesem Abschnitt beschriebenen Korrekturen).

lysen *en bloc* als zusätzliche, keiner bestimmten Gütergruppe zuzuordnende Ausgabenkategorie berücksichtigt. Die Schätzungen für einzelne Gütergruppen konzentrieren sich somit auf laufende („Alltags“-)Ausgaben für regelmäßig gekaufte Güter und Dienstleistungen. Der Anteil der residual erfassten Ausgaben erweist sich im Vergleich zu den detailliert berücksichtigten Alltagsausgaben allerdings als nicht sehr groß (für Angaben auf Basis der EVS-Welle 2013, differenziert nach Gütergruppen, vgl. Abbildung 4-5). Faktisch entfallen auf unregelmäßig getätigte Ausgaben im Durchschnitt nur 10 Prozent der Gesamtausgaben, sehr gleichmäßig verteilt über alle Haushaltstypen und mit einheitlich zunehmender Tendenz bei steigendem Haushaltseinkommen. Während der Anteil der Ausgaben für langlebige Güter aus dem Bereich Medien, wie z. B. Fernsehgeräte und Internet-Medengeräte, mit dem Einkommen leicht sinkt, ergibt sich etwa bei Kraftfahrzeugen und Reisen eine deutliche Steigerung des Anteils mit steigendem Einkommen. Noch ausgeprägter ist allerdings der generell zu erwartende Anstieg der ebenfalls nur residual erfassten Ersparnis mit steigendem Einkommen, die bei reicheren Haushalten allein schon etwa 15 Prozent des Nettoeinkommens ausmacht. Differenziert nach Familienhaushalten und Haushalten ohne Kinder zeigen sich bei den unregelmäßigen Ausgaben keine Unterschiede. Lediglich die Ersparnis der Familienhaushalte ist bei gleichen Netto-Einkommen geringer, wobei die Differenz mit der Kinderzahl und mit dem Haushaltsnettoeinkommen (von einem auf über 5 Prozentpunkte) ansteigt.

ABBILDUNG 4-5 Alltagsausgaben und „sonstige“ Ausgaben nach Gütergruppen (EVS 2013)



Quelle: EVS 2013, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Insgesamt variiert der differenziert als „Alltagsausgaben“ erfasste Anteil des Nettoeinkommens zwischen 90 Prozent bei den ärmsten Haushalten und rund 70 Prozent bei den reicheren. Für die Mehrzahl der betrachteten Haushalte ist die Variation dieses Anteils – mit Werten zwischen 85 Prozent und 75 Prozent – sogar noch geringer. Welche Mehr-Ausgaben für unregelmäßig gekaufte Güter innerhalb der einzelnen Gütergruppen bei unterschiedlichen Familienhaushalten als wohlstandsäquivalent anzusetzen wären und wie diese mit den jeweiligen Mehr-Ausgaben für Alltagsgüter korrespondieren, lässt sich mit den vorhandenen Daten nicht feststellen. Bei der hier später beabsichtigten Übertragung der auf Basis der Alltagsausgaben ermittelten Äquivalenzskalen auf das Gesamteinkommen von Haushalten bleibt daher eine gewisse Unsicherheit, die angesichts des insgesamt eher geringen Anteils an außerhalb der einzelnen Bedarfskategorien erfassten Gütern aber als vertretbar erscheint.³³

c) Auswahl der betrachteten Haushalte

In weiteren Schritten der Datenaufbereitung wird auch die Auswahl der betrachteten Haushalte noch explizit eingegrenzt. Um typische Mehr-Ausgaben von Familienhaushalten bestimmen zu können, ist es sinnvoll, die Heterogenität der erfassten Haushalte und ihrer Ausgaben zu vermindern, indem atypische Haushaltskonstellationen sowie Haushalte mit unplausiblen oder extremen Einnahmen oder Ausgaben ausgeschlossen werden. Vor diesem Hintergrund wurden Haushalte mit folgenden Merkmalen aus dem Datensatz entfernt:

- Haushalte, in denen Mitglieder älter als 65 Jahre und/oder Rentner sind;³⁴
- Paarhaushalte, in denen der Altersabstand der Partner zehn Jahre oder größer ist;³⁵
- Haushalte mit zwei erwachsenen Mitgliedern (AA, AAC, AACC und AACCC), deren Einkommen unterhalb des SGB-II-Regelbedarfs für Paarhaushalte (ohne Kosten der Unterkunft) liegt;
- Haushalte mit einem erwachsenen Mitglied (A, AC), deren Einkommen unter dem SGB-II-Regelbedarf für Alleinstehende (ohne Kosten der Unterkunft) liegt;
- Haushalte, die im Quartal 35.000 Euro und mehr an Ausgaben und/oder Haushaltsnettoeinkommen aufweisen;
- Haushalte, die keine Ausgaben in der (zusammengefassten) Kategorie für Lebensmittel und Getränke (inkl. Tabakwaren) aufweisen;³⁶

33 Im Kontext der empirischen Analysen ergeben sich bei unregelmäßig anfallenden Konsumausgaben und Ersparnis außerdem gegenläufige Effekte in Bezug auf die Einhaltung schätztechnisch erforderlicher, vereinfachender Annahmen (vgl. Abschnitt 5.1, Fußnote 43). Im Hinblick darauf erscheint die Zusammenfassung beider Kategorien sogar als vorteilhaft.

34 Diese Einschränkung dient insbesondere dazu, Haushalte ohne Kinder vorab so einzugrenzen, dass sie mit Familienhaushalten besser vergleichbar werden.

35 Damit sollen Fehleinschätzungen bezüglich des Partnerschaftsstatus, und damit der gesamten Haushaltsstruktur vermieden werden. Außerdem soll abgesichert werden, dass beide Haushaltsmitglieder eine gleichmäßige Wohlstandsverteilung realisieren.

36 Darin liegt ein einfacher Plausibilitätstest: Haushalte, die keine Ausgaben für die elementare Lebenshaltung haben (oder keine Angaben dazu machen), könnten ein grundlegend abweichendes Ausgabenverhalten aufweisen, z. B. weil sie effektiv nicht unabhängig wirtschaften.

- Haushalte, die selbstgenutztes Wohneigentum besitzen und zugleich Mietausgaben oder aber Einkünfte aus Mieteinnahmen haben;³⁷
- Haushalte aus gleichgeschlechtlichen Partnern.³⁸

Am Ende wird der Datensatz insgesamt um weitere, mögliche Ausreißer bereinigt, die ein Ausgabenverhalten anzeigen, das wesentlich von dem der übrigen Haushalte abweicht. Selbst wenn die Angaben dazu korrekt sein sollten, können Haushalte mit extremen Ausgaben für einzelne Gütergruppen zu verzerrten Schätzungen führen. Üblicherweise gehen sie zwar in einer Vielzahl von Beobachtungen unter. Da sich die weiteren Analysen aber auf Quintile der Einkommensverteilung einzelner Haushaltstypen beziehen, basieren sie in einigen Bereichen auf geringen Fallzahlen, bei denen Ausreißer einen umso größeren Einfluss haben. Die Ausreißer-Analyse geschieht dabei auf zwei Wegen: Zum einen werden für einzelne Gütergruppen sowie die Gesamtausgaben Splines geschätzt (das heißt nichtlineare „Durchschnittsverläufe“, bezogen auf das Einkommen jedes Haushaltstyps, mit minimierten Abweichungen von den Ist-Daten) und alle Fälle ausgeschlossen, in denen Abweichungen von mehr als 2,5 Standardabweichungen nach oben und unten auftreten. Für die fallzahlmäßig häufigsten Haushalte erfolgt zum anderen eine multivariate Ausreißer-Analyse auf Basis der Cooks-Distanz (die den Einfluss eines einzelnen Datenpunktes auf die Resultate einer Regression misst; analog zum Vorgehen in Dudel et al. 2014, S. 213f.).

Die Fallzahlen, die nach allen Schritten der Datenaufbereitung für die Analysen zur Verfügung stehen, wurden zuvor schon in Tabelle 4-1 ausgewiesen. Von den insgesamt knapp 43.000 Haushalten aller Art, die etwa in der 80-Prozent-Stichprobe der EVS 2013 enthalten sind, die für die Studie verwendet wurde, verbleiben damit 12.235 Haushalte. Wichtigste Gründe für diese Reduktion sind die vorab getroffene Auswahl der betrachteten Haushaltstypen und die Beschränkung auf Familienhaushalte, in denen nur Kinder im Alter unter 18 Jahren leben (vgl. Abschnitt 4.1a). Von den hier zusätzlich genannten Ausschlusskriterien führt v. a. die Beschränkung auf Haushalte ohne Über-65-Jährige bzw. ohne Rentner zu einer weiteren deutlichen Verringerung der Fallzahlen. Diese trifft allerdings – wie beabsichtigt – ganz überwiegend die zu Vergleichszwecken betrachteten Haushalte von Paaren ohne Kinder sowie von alleinlebenden Erwachsenen, dagegen nur in geringem Maße Familien mit minderjährigen Kindern.

37 Hier gibt es Zurechnungsprobleme der Ausgaben für Instandhaltung und Einnahmen von Mieten für selbstgenutztes Wohneigentum und Mietwohnungen. Zudem besteht die Vermutung, dass Lebenssituation und Ausgabenverhalten von Haushalten mit einer Zweitwohnung oder mehreren Wohnungen sowie von Vermieter-Haushalten ebenfalls stark von üblichen Gegebenheiten abweichen.

38 Grund für den Ausschluss ist hier, dass eine Zurechnung von Erwachsenenbekleidung zu den Partnern (über das Geschlecht) nicht möglich ist (siehe Abschnitt 5.2).

5 Einkommensabhängige Äquivalenzgewichte

5.1 Überblick über Verfahren und Vorgehensweise

Um aus dem beobachteten Ausgabenverhalten verschiedener Haushalte Äquivalenzgewichte für einzelne Haushaltsmitglieder zu ermitteln, gibt es verschiedene Ansätze. Die einfachen, mittlerweile klassisch zu nennenden (Ein-Gleichungs-) Ansätze von Engel (1857) und Rothbarth (1943) betrachten zu diesem Zweck jeweils nur Ausgaben für eine einzelne Gütergruppe.³⁹ Unter der Bezeichnung *Linear Expenditure Systems* (LES) oder Lineare Ausgabensysteme wurden, anknüpfend an Klein und Rubin (1947) sowie Stone (1954), im Lauf der Zeit jedoch komplexere (Mehr-Gleichungs-) Ansätze entwickelt, bei denen die erfassten Ausgaben, differenziert nach Gütergruppen, im Rahmen simultaner Schätzungen⁴⁰ vollständig einbezogen werden. Wichtige Fortentwicklungen waren das *Extended Linear Expenditure System* (ELES; Lluch 1973) mit Berücksichtigung von Ersparnissen als zusätzlicher Ausgabenkategorie und das *Functionalized Extended Linear Expenditure System* (FELES; Merz 1983), bei dem neben Haushaltsgröße und -struktur auch Einflüsse anderer soziodemographischer Parameter auf die jeweiligen Ausgaben Berücksichtigung finden. Für die Schätzung von Äquivalenzgewichten wird in dieser Studie eine Variante dieses letztgenannten Ansatzes verwendet (vgl. Abschnitt 5.3), weil sie sowohl Angaben zur Höhe und Struktur aller Ausgaben der betrachteten Haushalte als auch soziodemographische Faktoren explizit einbezieht und damit die in der EVS enthaltenen Informationen bestmöglich verwertet.

Als „linear“ werden alle diese Ansätze bezeichnet, weil sie – angefangen bei einer nutzentheoretischen Herleitung des Gleichungssystems für die Haushaltsausgaben – auf der vereinfachenden Annahme basieren, dass die marginale Konsumneigung für jede berücksichtigte Gütergruppe konstant ist, also unabhängig von der Höhe des Haushaltseinkommens,⁴¹ so dass die sogenannten Engel-Kurven

39 Grundidee des auf Engel (1857) zurückgehenden Ansatzes ist die Vermutung, dass Haushalte unterschiedlicher Größe und Struktur ein vergleichbares Wohlstandsniveau aufweisen, wenn die Ausgaben für Nahrungsmittel den gleichen Anteil am Gesamtbudget haben. Rothbarth (1943) stellt dagegen zur Ermittlung der Ausgaben für Kinder bei unverändertem Wohlstand der Eltern auf gleich hohe, absolute Ausgaben für typische „Erwachsenengüter“ (in den EVS-Daten identifizierbar: Ausgaben für die Bekleidung Erwachsener) ab.

40 Die Ausgaben für einzelne Gütergruppen sind dabei nicht nur vom Gesamteinkommen abhängig, sondern beeinflussen sich auch gegenseitig (Nahrungsmittelausgaben hängen also z. B. auch von den Ausgaben für Bekleidung ab).

41 Die marginale Konsumneigung misst die zusätzlichen Ausgaben für eine Güterkategorie bei einer (marginalen) Erhöhung des Einkommens. Sie ist typischerweise nicht konstant, sondern nimmt mit steigendem Einkommen für die meisten Güter ab, da ein zusätzlicher Konsum dieser Güter nicht mehr die gleiche Bedürfnisbefriedigung stiftet wie die bereits konsumierte Menge (vgl. etwa den nicht linearen Verlauf der Lebensmittelausgaben in Abbildung 4-4).

linear sind.⁴² Bei den ELES- und FELES-Modellen wird die Ersparnis als zusätzliche Quasi-Gütergruppe integriert, für die ebenfalls eine lineare Engel-Kurve unterstellt wird.⁴³

Unter diesen Annahmen ergeben sich über den jeweils untersuchten Einkommensbereich fixe Äquivalenzskalen. Um trotzdem zu einkommensabhängigen Äquivalenzskalen zu gelangen, werden die Äquivalenzgewichte jedes Haushaltstyps hier mit Hilfe getrennter Schätzungen für die fünf Quintile der Einkommensverteilung des jeweiligen Typs – von den 20 Prozent „ärmsten“ bis zu den 20 Prozent „reichsten“ Haushalten – ermittelt. Die Einteilung in Quintile entspricht dabei gängigen Standards der Verteilungsanalyse. Sollten sich die so bestimmten Äquivalenzgewichte für jeden gegebenen Haushaltstyp kaum voneinander unterscheiden, ergäbe sich am Ende doch eine (näherungsweise) einkommensunabhängige Äquivalenzskala, ohne dass dies durch Restriktionen des verwendeten Modells vorgegeben ist. Praktisch alle Forschungsbeiträge, die sich dieser Frage angenommen haben, widersprechen jedoch der Annahme, dass Äquivalenzgewichte über die gesamte Breite der Einkommensverteilung nicht nennenswert variieren (vgl. Abschnitt 3.1).

Mittlerweile wurden auch verschiedene Typen nichtlinearer Ausgabensysteme entwickelt (unter anderem das *Almost Ideal Demand System* von Deaton und Muellbauer 1980b oder das *Quadratic Almost Ideal Demand System* von Banks et al. 1997). Um solche Modelle empirisch zu schätzen, sind jedoch nicht nur Ausgabendaten erforderlich, sondern auch Preisdaten (die in der EVS nicht enthalten sind) sowie eine gewisse Preisvariation (die in den EVS-Daten nur über die Quartalsstruktur der Erhebungen oder durch Kombination mehrerer Wellen herstellbar ist).⁴⁴ Daraus gegebenenfalls resultierende, einkommensabhängige Äquivalenzgewichte unterliegen anderen Restriktionen – unter anderem bezüglich der Form ihres Verlaufs –, aufgrund derer sie der vorhandenen Variation in den zugrunde liegenden Daten möglicherweise nicht in jedem Abschnitt der Einkommensverteilung voll entsprechen. Das hier gewählte Verfahren ist im Vergleich dazu einfach und nah an den verwendeten Daten, was die enthaltenen Variablen und deren beobachtete Variation betrifft. Durch getrennte Schätzungen für einzelne EVS-Wellen erlaubt es außerdem Veränderungen der Äquivalenzgewichte mit der Zeit, die über den relativ langen Zeitraum von den 1990er Jahren bis zur Gegenwart ebenfalls nicht vorab ausgeschlossen werden sollten.

Um Äquivalenzgewichte für einen gegebenen Haushaltstyp – z. B. Paare mit einem Kind, kurz: AAC – zu ermitteln, wird das Ausgabenverhalten von Haushalten

42 Als Engel-Kurve bezeichnet man die Einkommens-Konsum-Kurven für einzelne Gütergruppen, die anzeigen, wie sich die Ausgaben für eine Gütergruppe mit steigendem Einkommen verändern. Wenn marginale Konsumquoten typischerweise mit steigendem Einkommen abnehmen, weil mit steigendem Einkommen mehr konsumiert wird, der Anstieg aber unterproportional ausfällt, sollten Engel-Kurven typischerweise nicht linear sein, sondern bei den meisten Gütern einen konvexen Verlauf aufweisen.

43 Typischerweise muss eigentlich von einer mit dem Einkommen steigenden Sparneigung ausgegangen werden, im Gegensatz zu praktisch allen anderen Gütergruppen, bei denen sinkende marginale Konsumneigungen eher der Realität entsprechen dürften. In den nachfolgenden Schätzungen wird das Problem der vereinfachenden Linearitätsannahme gemildert, da nicht allein die Ersparnis, sondern auch unregelmäßig gekaufte Güter als gemeinsame Residualkategorie in die Schätzung eingehen (siehe Abschnitt 4.2). Damit ergeben sich innerhalb dieser Kategorie gegenläufige Effekte – sinkende marginale Konsumneigung bei den Gütern und steigende bei der Ersparnis –, die sich tendenziell ausgleichen.

44 Daten zur Preisentwicklung müssen dabei aus anderer Quelle, etwa den laufenden einschlägigen Erhebungen des Statistischen Bundesamtes, hinzugespielt werden, was praktisch sehr mühsam und technisch komplex ist (vgl. Misonog 2004 sowie für eine aktuelle Studie, die die vorhandenen Möglichkeiten in dieser Hinsicht voll ausnutzt, Garbuszus 2017).

dieses Typs jeweils im paarweisen Vergleich zu dem eines anderen Haushaltstyps – z. B. Paaren ohne Kinder, AA – analysiert. Letzteren Haushaltstyp bezeichnet man dabei als Referenzhaushalt. Anschließend können die Äquivalenzgewichte für alle betrachteten Haushaltstypen miteinander zu einer Äquivalenzskala verkettet werden, die sich auf einen gemeinsamen Typ von Referenzhaushalten – z. B. alleinlebende Erwachsene, A, mit einem einheitlichen Skalenwert von Eins – bezieht. Anders als bei einer einkommensunabhängigen Skala wie der „neuen“ OECD-Skala (vgl. Abschnitt 3.2) ergibt sich für alle anderen Haushaltstypen hier allerdings kein fester Skalenwert. Vielmehr können für die verschiedenen Quintile unterschiedliche Werte resultieren – mit *a priori* offenem Verlauf, der sich zu einer einkommensabhängigen Kurve kombinieren lässt.

Für die hier angestrebte quintilsweise Ermittlung der Äquivalenzgewichte ist allerdings zu klären, welche der Referenzhaushalte jeweils mit den Haushalten aus dem ersten bis fünften Quintil der Einkommensverteilung des betrachteten Typs verglichen werden sollen. Hierfür einfach die Quintile der Einkommensverteilung der Referenzhaushalte zu verwenden, hieße zu unterstellen, dass Haushalte beider Typen hinsichtlich ihrer Einkommens- oder Wohlstandssituation durchgängig recht exakt miteinander vergleichbar sind. Genau das ist aber die Frage, die mit der Bestimmung von Äquivalenzgewichten erst noch zu klären ist.⁴⁵ Um dieses Problem zu lösen, wird ein in Dudel et al. (2014, Kap. 6) entwickeltes, insgesamt zweistufiges Analyse-Verfahren eingesetzt (für eine konzentrierte Darstellung und Diskussion vgl. auch Dudel et al. 2017b). Für die Haushalte des betrachteten Typs aus jeweils einem Quintil werden dabei über ein statistisches Matching, unter Berücksichtigung soziodemographischer Charakteristika und verfügbarer Wohlstandsindikatoren (z. B. Ausgaben und Ausgabenanteile für bestimmte Güter, aber *nicht* das Einkommen oder die Gesamtausgaben), zunächst hinreichend vergleichbare Referenzhaushalte eines anderen Typs gesucht (vgl. Abschnitt 5.2). Anschließend werden mit Hilfe linearer Mehr-Gleichungs-Systeme vom Typ FELES die jeweiligen Äquivalenzgewichte und schließlich einkommensabhängige Äquivalenzskalen bestimmt (vgl. Abschnitt 5.3).

5.2 Matching

Als statistisches Matching bezeichnet man ein Verfahren, bei dem sogenannte „statistische Zwillinge“ gesucht werden. Für alle Haushalte des betrachteten Typs werden unter den Referenzhaushalten solche gesucht, die sich insgesamt möglichst wenig unterscheiden – mit Ausnahme des Merkmals (z. B. eines zusätzlichen Kindes), dessen Auswirkungen auf das Ausgabenverhalten untersucht werden sollen. Dieses Matching besteht seinerseits aus zwei Schritten. Zunächst muss für jede einbezogene Variable die Distanz der verschiedenen Ausprägungen für jeweils zwei Beobachtungen ermittelt werden, die ein Maß für die Ähnlichkeit der beiden Ausprägungen darstellt. Solche Distanzen werden für alle Matching-Variablen bestimmt, konkret also eine Reihe soziodemographischer Parameter (nämlich Bildung, der Erwerbsstatus bzw. bei Paarhaushalten die Erwerbskonstellation, das Alter, Hausbesitz, ein Saldo aus Vermögen und

45 Es erscheint z. B. jederzeit als denkbar, dass die ärmsten bzw. reichsten Paarhaushalte mit einem Kind einkommens- und wohlstandsmäßig spürbar besser oder aber schlechter gestellt sind als die ärmsten bzw. reichsten Paare ohne Kinder.

Schulden) sowie die Ausgabenanteile für Nahrungsmittel und die Ausgaben für Bekleidung (als Wohlstandsindikatoren im Sinne der klassischen Ansätze von Engel 1857 und Rothbarth 1943; vgl. Fußnote 39). Die Abstände für alle Variablen und alle berücksichtigten Haushalte werden dann in einer (Distanz-)Matrix zusammengefasst. Anschließend werden mit einem geeigneten Matching-Algorithmus anhand dieser Distanzen die ähnlichsten Haushalte bestimmt (für genauere Angaben zum verwendeten Distanzmaß und zum Matching-Verfahren vgl. Kasten 5-1).

KASTEN 5-1 Distanzmaß und Matching-Algorithmus

Als Distanzmaß wird die sogenannte „Gower-Distanz“ verwendet (vgl. Gower 1971), anknüpfend an Analysen von Dudel et al. (2014, S. 163f. und 196–206) für verschiedene Distanzmaße, die im Kontext einer ähnlichen Fragestellung zeigen, dass die Ergebnisse der Bestimmung von Äquivalenzgewichten wenig sensitiv bezüglich der Wahl des Distanzmaßes sind, wobei die Gower-Distanz aber die größte Stabilität der Resultate verspricht.

Für das Matching wird auf ein sogenanntes „1:1 Optimal matching“ zurückgegriffen (vgl. Hansen und Olsen Klopfer 2006), bei dem den betrachteten Haushalten jeweils eine gleich große Gruppe von Referenzhaushalten zugespielt wird. Berücksichtigt wird hierfür die gesamte Distanzmatrix, und es werden diejenigen Haushalte ermittelt, bei denen die Summe der Distanzmaße am geringsten ausfällt. Konkurrierende und dabei gängigere Ansätze wie das „Nearest-neighbour matching“ gehen stattdessen, beginnend mit einer Ausgangssortierung, heuristisch vor und realisieren daher oft nicht die besten Matches. In diesem Punkt deuten die Vorarbeiten in Dudel et al. (2014, S. 164–166 und 207–209) auf eine nennenswerte Sensitivität der Resultate hin und sprechen für die hier realisierte, komplexere Variante.

Erfahrungen aus früheren Arbeiten (Dudel et al. 2014, insbes. Abschnitt 6.2) zeigen, dass sich die Qualität des Matching spürbar erhöht, wenn dabei schrittweise Haushalte verglichen werden, die sich hinsichtlich ihrer Größe oder Struktur jeweils möglichst wenig unterscheiden. So werden in dieser Studie Paare mit einem Kind mit Paaren ohne Kinder verglichen und Paare mit zwei oder drei Kindern mit Paaren mit einem Kind.⁴⁶ Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind werden mit Alleinlebenden verglichen, nicht mit Paaren ohne Kind. Um das System der Äquivalenzskalen zu schließen, werden außerdem Paare ohne Kinder mit Alleinlebenden verglichen, so dass sich alle Äquivalenzgewichte am Ende zu Vielfachen des Skalenwerts Eins für Alleinlebende verketteten lassen, wie dies bei Äquivalenzskalen wie der „neuen“ OECD-Skala üblich ist. Die Richtung des Matching der beiden Haushaltstypen ist ebenfalls vor allem von praktischen Erwägungen geleitet. Grundsätzlich sollte der Haushaltstyp mit der größeren Zahl an Beobachtungen als Referenzhaushalt gewählt werden, weil dies ein 1:1-Matching erlaubt und eine größere Auswahl an möglichen Matching-Partnern bereitstellt. Vorgegeben wer-

46 Paare mit einem Kind stellen dabei einen Haushaltstyp dar, der jeweils sowohl mit Paaren ohne Kinder als auch mit Paaren mit größerer Kinderzahl recht gut vergleichbar ist. Die weiteren hier erfassten Familientypen lassen sich mit Paaren mit einem Kind dagegen nicht so leicht vergleichen. Durchgängig Vergleiche mit ein- und demselben Haushaltstyp anzustellen, erweist sich in jeder denkbaren Variante als empirisch nicht praktikabel.

den dabei jeweils die Quintile der Einkommensverteilung des Haushaltstyps mit geringerer Fallzahl (vgl. Tabelle 4-1).⁴⁷

Schließlich erhöht sich die Stabilität der Resultate bezüglich der Äquivalenzgewichte, wenn man bei den Referenzhaushalten vorab den Einkommensbereich eingrenzt, aus dem die zu matchenden Haushalte entnommen werden können.⁴⁸ Dieser Effekt wird stärker, je enger man die Grenzen zieht, gleichzeitig sinken allerdings die Fallzahlen, aus denen Referenzhaushalte ausgewählt werden können. Vor diesem Hintergrund wurde nach zahlreichen Tests ein flexibles Vorgehen gewählt, bei dem die Grenzen der vorgegebenen Quintile auf die Referenzhaushalte übertragen und dann gezielt so erweitert werden, dass die Haushalte mit der jeweils größeren Mitgliederzahl über ein höheres, aber nicht über ein niedrigeres Einkommen verfügen können.⁴⁹ Ansonsten wird das Matching ganz den Matching-Variablen überlassen, das heißt den dafür verwendeten Angaben zur Soziodemographie und den verfügbaren Wohlstandsindikatoren.

5.3 Ermittlung der Äquivalenzskalen

Für die gematchten Haushalte werden anschließend mittels empirischer Schätzungen Äquivalenzgewichte ermittelt und in Äquivalenzskalen über alle Haushaltstypen hinweg übersetzt. Die Idee des Verfahrens besteht im Wesentlichen darin, Unterschiede im Ausgabenverhalten (z. B. Mehr-Ausgaben eines größeren Haushalts) über ökonometrische Verfahren auf Charakteristika der Haushalte (vor allem auf Unterschiede in Haushaltsgröße und -struktur) zurückzuführen. Zu diesem Zweck wird im Rahmen linearer Ausgabensysteme im Kern ein System von Nachfragefunktionen (den sogenannten Engel-Kurven) geschätzt, die den Zusammenhang zwischen dem verfügbaren Haushaltseinkommen und den Ausgaben für einzelne Gütergruppen beschreiben. Die Gesamtausgaben ergeben sich dabei über alle Güter hinweg aus einem einkommensunabhängigen Basiskonsum, b , und einer (linear) einkommensabhängigen Komponente. Empirische Schätzungen der Modelle liefern Werte für den Basiskonsum, der nach Haushaltstypen variieren kann, und die Stärke des Zusammenhangs mit dem jeweiligen Einkommen, y , die in der hier verwendeten Variante qua Annahme für alle betrachteten Haushaltstypen identisch ist.

Von den in Dudel et al. (2014, Abschnitt 6.3) erprobten Modellen erweisen sich, wie bereits erläutert, Mehr-Gleichungs-Systeme vom Typ des *Functionalized Extended Linear Expenditure System* (FELES; Merz 1983) als angemessenstes Verfahren, um Ausgaben-basierte Äquivalenzgewichte auf Basis der EVS-Daten zu schätzen (vgl. Abschnitt 5.1; für Hinweise zur verwendeten Variante, ihre wichtigsten Elemente und die Art der empirischen Schätzung vgl. Kasten 5-2).

47 Effektiv werden in verschiedenen Matchings zweimal die Einkommens-Quintile der Paare mit einem Kind gesetzt, jeweils einmal die Quintile der Paare mit drei Kindern, der Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind und der Alleinlebenden. Dabei werden – in derselben Reihenfolge – Paare ohne Kinder, Paare mit zwei Kindern, Paare mit einem Kind, Alleinlebende bzw. Paare ohne Kinder hinzu gematcht.

48 Man beachte, dass dies nicht dasselbe ist wie – ohne Matching – die Äquivalenzgewichte einfach für parallele Quintile beider Einkommensverteilungen zu ermitteln.

49 Konkret wurden dabei – je nach Richtung des Matching – Erweiterungen des zulässigen Einkommensbereichs nach oben oder unten um 2.000 Euro bis 10.000 Euro im Quartal vorgenommen. Für alle Haushaltstypen und die unteren drei bis vier Quintile ist dies jeweils ein nennenswerter Spielraum.

KASTEN 5-2 Das Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES)

Anknüpfend an ältere Versionen linearer Ausgabensysteme leitet Merz (1983) für das FELES aus der Nutzenfunktion privater Haushalte deren Güternachfrage her. Sie kann in Form von Ausgabenfunktionen für einzelne Güter oder Gütergruppen dargestellt werden, die in der Literatur auch als „Engel-Kurven“ bekannt sind. Diese lauten:

$$a_j = b_{jh} + c_j \left(y_h - \sum_{k=1}^{J, k \neq j} b_{kh} \right) \quad \text{mit} \quad b_{jh} = \sum_{i=1}^I \beta_{ji} z_{ih}$$

Die Ausgaben a_j für eine Gütergruppe $j = 1, \dots, J$ setzen sich dabei zusammen aus einem einkommensunabhängigen Basiskonsum b_{jh} , dessen Höhe von soziodemographischen Merkmalen des Haushaltstyps h , unter anderem seiner Größe oder Struktur, beeinflusst wird, sowie einem durch die marginale Konsumneigung c_j bestimmten Teil, der vom frei verfügbaren Einkommen y des Haushalts (abzüglich des Basiskonsums aller anderen Gütergruppen) abhängt. Der Basiskonsum b_{jh} ist seinerseits eine Funktion von einer Reihe soziodemographischer Merkmale $z_{ih}, i = 1, \dots, I$.

Effektiv handelt es sich bei den Engel-Kurven um einfache lineare Gleichungen in Abhängigkeit vom Einkommen, bei denen b_{jh} den Achsenabschnitt, c_j die Steigung misst. Betrachtet man im Modell verschiedene Haushaltstypen, können diese einen unterschiedlichen Basiskonsum aufweisen, haben aber dieselbe marginale Konsumneigung. Ihre Engel-Kurven liegen dann auf unterschiedlichen Niveaus, verlaufen aber exakt parallel zueinander.

Neben diesem Grundmodell des FELES („FELES 1“) schlägt Merz (1983) noch eine komplexere Variante („FELES 2“) vor, in der auch die marginale Konsumneigung von den soziodemographischen Merkmalen des Haushalt beeinflusst wird, indem die marginale Konsumneigung c_j gleichfalls als Funktion von Haushaltsmerkmalen geschätzt wird. Die Engel-Kurven für verschiedene Haushaltstypen liegen dann nicht nur auf unterschiedlichen Niveaus, sondern können auch unterschiedliche Steigungen haben. FELES 2 kann sich flexibler an die jeweils zugrunde liegenden Daten anpassen. Es liefert jedoch weniger stabile Ergebnisse, wenn die zu vergleichenden Haushalte relativ heterogen sind (vgl. Dudel et al. 2014, S. 220–223, 263–270 und 272–284).⁵⁰ Für die Zwecke dieser Studie, bei der Resultate für alle Quintile der Einkommensverteilung jedes Haushaltstyps gesucht werden (die überdies noch über die Zeit variieren können), erscheint das FELES-Grundmodell als angemessener, gerade weil es den Schätzungen durch striktere Annahmen etwas mehr Struktur auferlegt.

Der Gesamtkonsum eines Haushalts ergibt sich in jedem Fall durch Addition der Ausgaben für alle Güter. Um Äquivalenzgewichte für einzelne Haushaltstypen und Quintile zu ermitteln, wird das FELES mit Daten für jeweils zwei Haushaltstypen – einer davon als Referenztyp – und für alle Gütergruppen simultan geschätzt. Gemäß einem Vorschlag von Merz (1983) geschieht dies mit Hilfe einer Variante einer *Seemingly*

50 Dasselbe gilt für eine in Dudel et al. (2014, S. 169f.) entwickelte Mischform beider Ansätze („FELES 1B“), bei der die Schätzungen für jeweils zwei Haushaltstypen (die sich dort generell auf Haushalte mit niedrigen Einkommen – näherungsweise im untersten Quartil, bereinigt um Bezieher existenzsichernder Sozialleistungen – konzentrieren) mit Hilfe des FELES 1 nicht simultan, sondern getrennt erfolgten, so dass sich die marginalen Konsumneigungen beider Typen ebenfalls unterscheiden können.

unrelated regression (SUR; Zellner 1962). Sie ist in der verwendeten Statistiksoftware R (R Core Team 2016) durch das Paket „nlsur“ (Garbuszus 2016) implementiert.

Aus den Schätzergebnissen können dann die Äquivalenzgewichte des jeweils betrachteten Haushaltstyps im Vergleich zu den Referenzhaushalten, r , bestimmt werden. Dabei wird unterstellt, dass beide Haushaltstypen dasselbe Wohlstandsniveau erreichen, ganz wie es der Grundidee der Berechnung von Äquivalenzeinkommen entspricht (vgl. Kapitel 3). Effektiv ergeben sich die dazu nötigen Einkommen und damit die Äquivalenzgewichte aus der Differenz des Basiskonsums der betrachteten Haushalte, b , zu dem der Referenzhaushalte, b^r , bzw. aus dem Verhältnis dieser Differenz zum jeweiligen Referenzeinkommen, y^r (vgl. dazu Kasten 5-3).

KASTEN 5-3 BERECHNUNG DER ÄQUIVALENZGEWICHTE

Für die Bestimmung der Äquivalenzgewichte werden die Nutzenfunktionen beider Haushaltstypen gleichgesetzt und nach dem Verhältnis der Einkommen der Haushalte des jeweils betrachteten Typs, y , sowie der Referenzhaushalte, y^r , aufgelöst, die zum Erreichen des annahmegemäß identischen Wohlstandsniveaus notwendig wären. Das wohlstandsäquivalente Einkommen des betrachteten Haushalts ergibt sich dabei aus der Summe des Einkommens der Referenzhaushalte und der Differenz des haushaltsspezifischen Basiskonsums beider Haushalte. Als Äquivalenzgewicht erhält man (indem man durch y^r teilt):

$$\frac{y}{y^r} = 1 + \frac{\sum_{j=1}^J b_{jh} - \sum_{j=1}^J b_{jh}^r}{y^r}$$

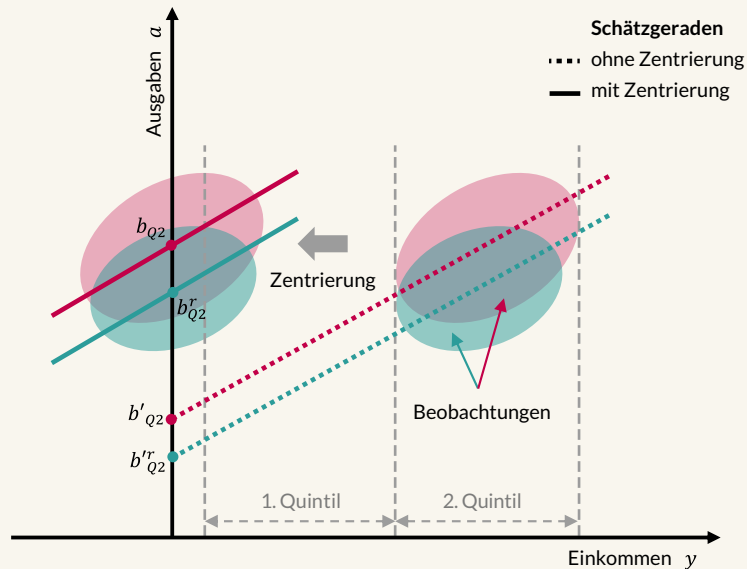
Durch einen als *Translating* bekannten Ansatz wird dabei bestimmt, welche Argumente der unterstellten Nutzen- bzw. Nachfragefunktionen bezüglich der soziodemographischen Merkmale der betrachteten Haushalte funktionalisiert werden (vgl. Faik 1995 sowie bereits Conniffe und Keogh 1988 oder Pollak und Wales 1978).

Bei den hier angestellten separaten Schätzungen für jedes Quintil ist außerdem zu beachten, dass der Basiskonsum jedes Haushaltstyps – interpretierbar als Achsenabschnitt linearer Engel-Kurven – bei höheren Quintilen von den zugrunde liegenden Daten immer weiter entfernt liegt.⁵¹ Beispielsweise hängt seine Höhe daher stark von der Steigung der jeweiligen Geraden ab und hat immer weniger mit den tatsächlichen Konsumausgaben der vergleichend betrachteten Haushalte zu tun. Aus diesem Grund werden die Einkommen für die beiden Haushaltstypen in jeder Schätzung vorab um den jeweiligen Median zentriert und die Werte für den Basiskonsum verwendet, die sich auf dieser Basis ergeben. Diese entsprechen dann den tatsächlichen mittleren Konsumausgaben jedes Haushaltstyps im jeweiligen Quintil. Daher lassen sich die für einzelne Quintile ermittelten Äquiva-

51 Für das erste Quintil mag dieser Punkt noch eine sinnvolle, der Idee eines einkommensunabhängigen Basis- oder Mindestkonsums entsprechende Orientierung bieten. Faktisch werden in der EVS aber auch im ersten Quintil keine Haushalte mit einem Einkommen von Null beobachtet.

lengzgewichte anschließend auch besser zu konsistenten, einkommensbezogenen Verläufen kombinieren.

ABBILDUNG 5-1 Engel-Kurven und Basiskonsum



Anmerkung: Die Abbildung zeigt eine schematische Darstellung, die die Effekte der Zentrierung der Daten für die betrachteten Haushalte (rot) und die Referenzhaushalte (grün) um das jeweilige Median-Einkommen verdeutlicht.

Quelle: Eigene Darstellung.

| BertelsmannStiftung

Welche Effekte sich ohne und mit einer solchen Zentrierung ergeben, wird schematisch in Abbildung 5-1 verdeutlicht. Sie zeigt Engel-Kurven, die sich bei den Schätzungen für das zweite Quintil (Q₂) eines bestimmten Haushaltstyps im Vergleich zu den dafür bestimmten Referenzhaushalten ergeben können. Die Zentrierung verschiebt die Schätzwerte für den Basiskonsum dabei nicht nur im Niveau, von b' und b'^r auf b und b^r , sondern kann auch ihre Differenz verändern. Jedenfalls spiegeln die Schätzungen nach der Zentrierung die Gegebenheiten im jeweils betrachteten Quintil angemessener wider.

Für die Kombination quintilsspezifischer Resultate für jeden Haushaltstyp zu einkommensabhängigen Äquivalenzgewichten und zu Äquivalenzskalen über alle betrachteten Haushaltstypen hinweg sind schließlich noch folgende Punkte zu beachten: Bei konstanter Differenz des Basiskonsums $b-b^r$ und variierendem Referenzeinkommen y^r ergeben sich zunächst Äquivalenzgewichte, die innerhalb jedes Quintils abnehmen.⁵² Legt man diese Verläufe für alle Quintile hintereinander, ist damit aber noch kein kontinuierlicher Verlauf über die gesamte Einkommensverteilung sichergestellt. Dies gilt erst recht, wenn die Äquivalenzgewichte für einzelne Haushaltstypen – im Vergleich zum jeweiligen Referenztyp – durch Multiplikation zu vollständigen Äquivalenzskalen verkettet werden, die

52 Stryck (1997, S. 72–75) verwendet dieses Vorgehen, um zu zeigen, wie sich aus linearen Engel-Kurven im Stützbereich der jeweiligen Schätzung einkommensabhängige Äquivalenzgewichte ermitteln lassen.

sich auf einen einheitlichen Typ von Referenzhaushalten beziehen. Die Verläufe der Skalenwerte für alle betrachteten Haushaltstypen werden daher in einem letzten Schritt geglättet, indem – ausgehend von Knotenpunkten in jedem Quintil – mit Hilfe linearer Regressionen sogenannte „natürliche Splines“ für die ungeglätteten Verläufe bestimmt werden. Als einheitlicher Referenzhaushaltstyp werden dabei alleinlebende Erwachsene gewählt, ganz wie dies bei der Aufstellung von Äquivalenzskalen üblich ist. Diesen wird damit durchgängig ein Gewicht von Eins zugewiesen, während die Skalenwerte aller anderen Haushaltstypen mit dem jeweiligen Haushaltsnettoeinkommen variieren können.

5.4 Resultate

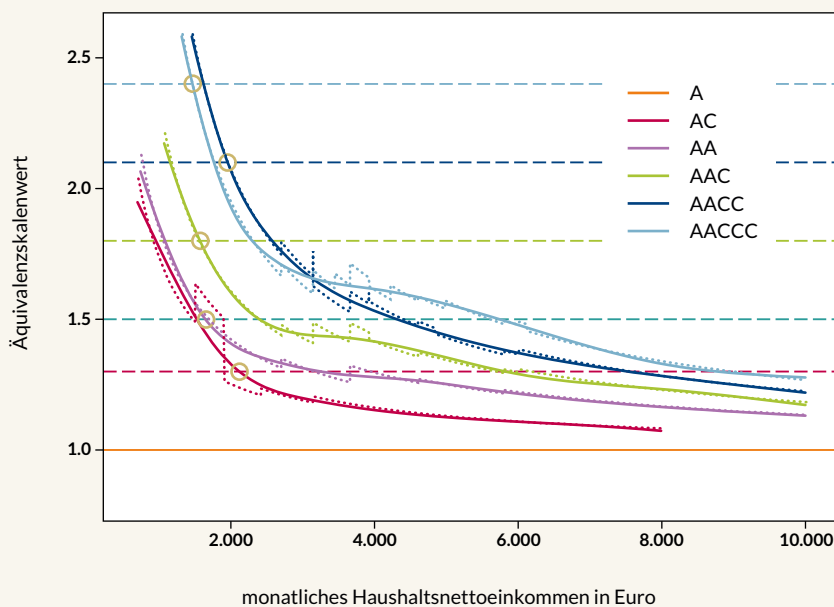
Die Ergebnisse in Form einkommensabhängiger Äquivalenzskalen werden in Abbildung 5-2 zunächst beispielhaft für die Daten der EVS 2013 präsentiert. Abbildung 5-3 gibt einen Überblick über die Resultate für jede der verwendeten Wellen der EVS. Neben den geglätteten Verläufen der Skalenwerte für jeden Haushaltstyp (durchgezogene Linien), die die zentralen Resultate der in diesem Kapitel beschriebenen Analysen darstellen, zeigt Abbildung 5-2 auch ungeglättete Werte (gepunktete Linien) sowie zum Vergleich auch die nicht mit dem Einkommen variierenden Werte auf Basis der „modifizierten“ OECD-Skala (horizontale, gestrichelte Linien). Die ungeglätteten Verläufe erscheinen abschnittsweise als sehr unregelmäßig, was vor allem daraus resultiert, dass die zugrundeliegenden Äquivalenzgewichte für je zwei Haushaltstypen an den Quintilsgrenzen teilweise gewisse Brüche aufweisen (vgl. Abschnitt 5.3), wobei die Quintilsgrenzen verschiedener Haushaltstypen sich nicht decken, so dass bei der multiplikativen Verknüpfung zu Äquivalenzskalen die Effekte mehrerer solcher Brüche kumulieren können.

Nach der Glättung weisen die Äquivalenzskalenwerte der allermeisten Haushaltstypen mit steigendem Einkommen durchgängig einen monoton fallenden Verlauf auf, der sich zumeist als relativ regelmäßiger Kurvenzug darstellen lässt. Ausnahmen davon ergeben sich nur für Paarhaushalte mit einem Kind im Jahr 1998 sowie für Paarhaushalte mit drei Kindern im Jahr 2008. In diesen beiden Fällen ergibt sich lokal jeweils ein leichter Wiederanstieg der einkommensabhängigen Skalenwerte. Die Resultate für Paarhaushalte mit drei Kindern weisen daneben weitere Unregelmäßigkeiten auf, da die Skalenwerte für 2003, 2008 und 2013 im Bereich niedriger Einkommen hier (wenn auch zumeist nur minimal) unter denen für Paare mit zwei Kindern liegen, während sie diese Vergleichswerte 1998 (gleichfalls minimal) übersteigen.

Wichtigster Grund für solche Unregelmäßigkeiten ist, dass sich auf dem Weg zur Ermittlung einkommensabhängiger Äquivalenzgewichte und Äquivalenzskalen bei einigen der zahlreichen nötigen Schätzungen Fallzahlprobleme ergeben. Dies liegt schon daran, dass die Gesamtzahl aller Haushaltstypen mit Kindern in der EVS von 1998 bis 2013 kontinuierlich gesunken ist (vgl. Abschnitt 4.1). Als gering anzusehen sind die Fallzahlen je Quintil vor allem bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind und im Zeitablauf sogar noch mehr bei den Paarhaushalten mit drei Kindern. Bei Paaren mit drei Kindern treten Probleme beim Matching hinzu, die insbesondere bei den Daten der EVS 2013 eine Umsetzung des hier verwendeten

Analyseverfahrens verhindern.⁵³ Ersatzweise wird für diesen Haushaltstyp daher generell auf gepoolte Daten aus allen vier betrachteten EVS-Wellen zurückgegriffen. Die Ergebnisse werden dann auch für alle vier Wellen verwendet, so dass ihre zeitliche Variation allein aus der Verkettung mit den separaten Schätzungen für alle anderen Haushaltstypen resultiert. Die so ermittelten Schätzergebnisse für diesen Haushaltstyp deuten darauf hin, dass sich die Äquivalenzgewichte im Bereich niedriger Einkommen kaum von denen für Paare mit zwei Kindern unterscheiden. Sie erscheinen in dieser Hinsicht zwar nicht als völlig unplausibel, sollten aber mit größerer Zurückhaltung interpretiert werden als die für andere Haushaltstypen.⁵⁴

ABBILDUNG 5-2 Einkommensabhängige Äquivalenzskala (EVS 2013)



Anmerkungen: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind (bei OECD-Skalenwerten: Kind unter 14 Jahren). Durchgezogene Linien zeigen die geglätteten einkommensabhängigen Verläufe der Äquivalenzgewichte, gepunktete Linien die ungeglätteten Verläufe in jedem Quintil, gestrichelte (horizontale) Linien die nicht einkommensabhängigen Vergleichswerte auf Basis der „modifizierten“ OECD-Skala (Schnittpunkte hervorgehoben).

Quelle: EVS 2013, eigene Berechnungen.

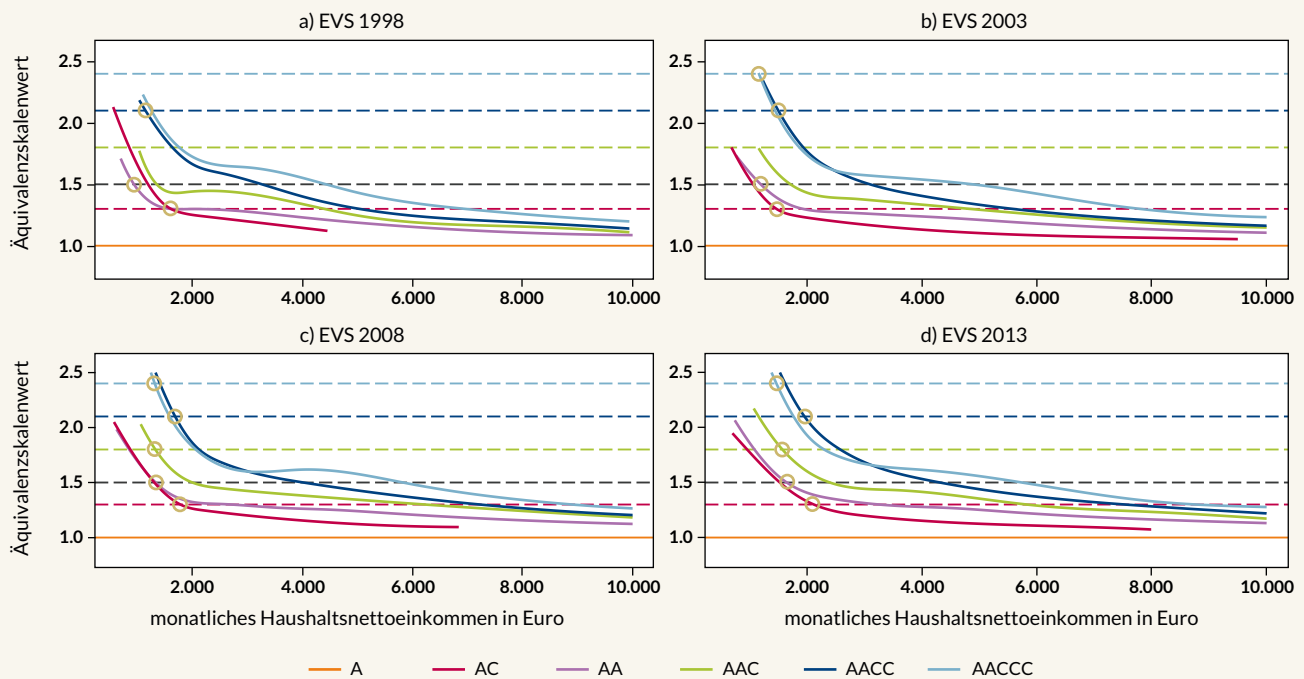
| BertelsmannStiftung

Ansonsten zeigt sich, dass die Äquivalenzskalen für praktisch alle Haushaltstypen mit steigendem Einkommen klar abnehmen und vor allem im Bereich niedriger Einkommen – zumeist in den beiden unteren Quintilen – deutlich und relativ schnell fallen. Bei weiter steigendem Einkommen sinken die Skalenwerte wei-

53 Ein wichtiger Aspekt ist dabei das sich ändernde Erwerbsverhalten der Paarhaushalte, an dem Paare mit drei Kindern nur begrenzt teilnehmen (siehe Abschnitt 4.1, insbes. Abbildung 4-1), wodurch die Menge hinreichend ähnlicher „statistischer Zwillinge“ reduziert wird. Angesichts der sehr geringen Fallzahlen für diesen Familientyp in der EVS 2013 erweist sich eine Einzelschätzung von Skalenwerten für dieses Jahr als nicht möglich, wenn man im vorangehenden Matching für alle Wellen dieselben Haushaltsmerkmale berücksichtigen will.

54 Bei der Anwendung auf die Daten des SOEP (vgl. Kapitel 7) werden für Paare mit drei Kindern daher Werte für den Haushaltstyp AACC angesetzt, falls diese höher ausfallen als Werte für AACCC. Die Unterschiede sind zwar gering, aber zumindest die aus den Schätzergebnissen resultierende Umkehrung der Reihung der Skalenwerte beider Haushaltstypen wird hier definitiv für unplausibel gehalten.

ABBILDUNG 5-3 Einkommensabhängige Äquivalenzskalen (EVS 1998–2013)



Anmerkungen: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind (bei OECD-Skalenwerten: Kind unter 14 Jahren). Durchgezogene Linien zeigen die geglätteten einkommensabhängigen Verläufe der Äquivalenzgewichte, gestrichelte (horizontale) Linien die nicht einkommensabhängigen Vergleichswerte auf Basis der „modifizierten“ OECD-Skala (Schnittpunkte hervorgehoben).

Quellen: EVS (verschiedene Jahrgänge), eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

ter, die Abnahme ist allerdings wesentlich weniger ausgeprägt. Damit geht einher, dass die Skalen im Bereich niedriger Einkommen zumeist größere Abstände aufweisen – die Äquivalenzgewichte zusätzlicher Haushaltsmitglieder sind also nennenswert –, während die Skalen bei hohen Einkommen tendenziell gegeneinander konvergieren.

Diese Verläufe entsprechen ganz den hier angestellten Vorüberlegungen zu Haushaltsersparnissen, gegebenenfalls aber auch Einschränkungen anderer Haushaltsmitglieder zugunsten einer zusätzlichen Person, die mit den Äquivalenzgewichten generell gemessen werden und mit steigendem Einkommen an Bedeutung gewinnen (vgl. Kapitel 3 und insbesondere Kasten 3-1). So lässt sich die starke Abnahme der Skalenwerte auf der Ebene einzelner Gütergruppen vor allem auf Ausgaben für Nahrungsmittel und Wohnen zurückführen.⁵⁵ Bei Lebensmitteln, für die Haushalte mit niedrigem Einkommen relativ hohe Anteile ihres Budgets ausgeben, fallen echte Haushaltsersparnisse durch zusätzliche Personen eher gering aus; mit steigendem Einkommen tritt dieser Effekt wegen abnehmender Budgetanteile zurück, außerdem kann vom Kauf hochwertiger Produkte auf eine einfachere Lebenshaltung umgestiegen werden. In ähnlicher Weise müssen Haus-

55 Ablesbar ist dies etwa an den marginalen Konsumquoten für diese Güter und ihre Veränderungen vom ersten zum zweiten Quintil (für Nahrungsmittel) oder in den letzten beiden Quintilen (für Wohnen).

halte mit niedrigem Einkommen ihren ohnedies beengten Wohnraum eher an ein zusätzliches Haushaltsmitglied anpassen als dies im Falle einer geräumigen, in jeder Hinsicht gut ausgestatteten Wohnung der Fall ist. Effekte dieser Art erklären sowohl die relativ hohen (Differenzen der) Skalenwerte bei niedrigen Einkommen als auch die mit steigendem Einkommen stark abnehmenden Differenzen.

Auch die Reihung der Skalen erweist sich vor diesem Hintergrund als konsistent: Haushalte mit mehr Personen benötigen für ein gleiches Wohlstandsniveau praktisch immer ein höheres Haushaltseinkommen als Haushalte mit weniger Personen. Eine Ausnahme von dieser Beobachtung bilden – neben den in dieser Hinsicht nicht ganz belastbaren Resultaten für Paare mit drei Kindern – allerdings Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind: Im Bereich niedriger Einkommen benötigen sie zumeist ein genauso hohes, fallweise sogar ein höheres Haushaltseinkommen als Paarhaushalte ohne Kinder, um ein vergleichbares Wohlstandsniveau zu erreichen.

Für die verschiedenen Wellen der EVS fallen die hier ermittelten einkommensabhängigen Verläufe der Äquivalenzskalen sehr ähnlich aus. Aufgrund der separaten Schätzungen ist dies durch die Vorgehensweise in keiner Weise vorgezeichnet und war – auch aufgrund diverser Veränderungen von Rahmenbedingungen und Verhaltensweisen (vgl. dazu Kapitel 8) – zumindest in dieser Deutlichkeit nicht zu erwarten. Effektiv unterstreicht es unter anderem die Stabilität der Mehrzahl der hier ermittelten Ergebnisse. Letztlich verschieben sich Verläufe der Skalenwerte für die allermeisten Haushaltstypen über die Jahre lediglich geringfügig längs der Einkommensachse. Dies reflektiert vor allem vorab zu erwartende Effekte von Inflation und realem Einkommenswachstum. In dem Maße, wie sich alle Einkommen mit der Zeit nominal und auch real erhöhen, ohne dass damit eine verbesserte Position in der Einkommensverteilung der Gesellschaft verbunden ist, passen sich die Ausgaben und somit die Skalenverläufe an.

Interessant sind schließlich noch Vergleiche der hier ermittelten Äquivalenzskalen mit der „neuen“ OECD-Skala (vgl. vor allem Abbildung 5-2). Für die Skalenverläufe praktisch aller Haushaltstypen kann ein Schnittpunkt mit den entsprechenden, fixen Skalenwerten der OECD-Skala bestimmt werden. Für Paare mit einem Kind („AAC“) liegt dieser Schnittpunkt z. B. nach den Schätzergebnissen für 2013 im Bereich eines monatlichen Nettoeinkommens von 1.570 Euro. Bei Einkommen links dieses Schnittpunkts übersteigen die hier geschätzten Äquivalenzgewichte den Vergleichswert der OECD-Skala (1,8); rechts dieses Schnittpunktes fallen sie niedriger aus. Das gleiche gilt bei den Schnittpunkten der hier geschätzten Skalenverläufe mit den entsprechenden OECD-Skalenwerten auch für alle anderen Haushaltstypen. Die jeweils zu errechnenden Äquivalenzeinkommen werden bei einer Verwendung der OECD-Skala demnach bei niedrigeren Einkommen überschätzt, bei höheren Einkommen unterschätzt. Für die Mehrzahl der betrachteten Haushaltstypen liegen diese Schnittpunkte im ersten Quintil der Einkommensverteilung. Bei Ein-Eltern-Haushalten ergibt sich ein solcher Schnittpunkt dagegen erst bei Einkommen, die für diesen Haushaltstyp vergleichsweise hoch ausfallen. Schon anhand dieser Beobachtungen lassen sich bei einer Verwendung der hier ermittelten Skalen zur Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen erkennbare Unterschiede zu Resultaten auf Basis der OECD-Skala vermuten.

Teil II Einkommensentwicklung von Familienhaushalten

6 Datenbasis SOEP

Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) ist eine jährlich durchgeführte Längsschnitt-Befragung, die kontinuierlich seit dem Jahr 1984 erhoben wird und beim Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) angesiedelt ist. Es erhebt Informationen zur Soziodemographie, zur Einkommenssituation und zu vielen weiteren Bereichen des alltäglichen Lebens von Haushalten und den darin lebenden Personen. Im Rahmen des Surveys werden alle Mitglieder des Haushalts erfasst und ab dem 17. Lebensjahr persönlich befragt. Angaben zum Haushalt werden von einem sogenannten Haushaltsvorstand gemacht, das heißt der Person, die den Haushalt und seine Charakteristika nach eigener Einschätzung am besten kennt (Wagner et al. 2008).

Das Stichprobendesign erfolgt als Mischung aus Zufallsstichproben (bei regulären Aufstockungen) und Quotenstichproben (bei Sonderziehungen zu bestimmten Sub-Populationen). Durch Sonderziehungen unter speziellen, ansonsten unterrepräsentierten Gruppen wie Migranten- oder Hocheinkommens-Haushalten wurde die Repräsentativität der Studie im Zeitablauf weiter verbessert (Wagner et al. 2008). Im Rahmen der jüngsten, hier verwendeten Welle von 2015 sind außerdem die Daten der in den Jahren 2010 bis 2013 erhobenen Stichprobe „Familien in Deutschland“ (FiD) mit einem besonderen Schwerpunkt bei jungen Familien, Ein-Eltern-Haushalten, Mehr-Kind-Familien sowie Familien im Niedrigeinkommens-Bereich integriert worden (vgl. Schröder et al. 2013). Sie werden in allen Folgewellen weiter befragt. Mit Hilfe von Gewichtungsfaktoren auf Haushaltssowie Personenebene können im SOEP erfasste Haushalte und Personen jeweils auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet werden (vgl. Pischner 2007).

Wie in einem Großteil der einschlägigen Literatur (vgl. Kapitel 2) werden die Daten des SOEP herangezogen, um hier die Einkommenssituation von Familien unterschiedlichen Typs genauer zu analysieren. Nachgezeichnet wird dabei die Einkommensentwicklung von Familien seit den 1990er Jahren, insbesondere im Vergleich zu der von Paarhaushalten ohne Kinder. Erforderlich sind dafür – neben angemessenen Äquivalenzgewichten für Personen in Mehr-Personen-Haushalten (vgl. Kapitel 5) – Informationen über das verfügbare Einkommen aller relevanten Haushaltstypen über den gesamten Beobachtungszeitraum. Das SOEP liefert hierfür eine vollständige Serie jährlicher (Querschnitts-)Daten.⁵⁶ Für die Interpretation der Ergebnisse, bei der auch variierende Rahmenbedingungen im Bereich familienpolitischer Leistungen (monetäre Transfers, Kinderbetreuungsmöglichkeiten)

56 Der Längsschnittcharakter der SOEP-Daten wird hierfür, ebenfalls in Anlehnung an die meisten vorliegenden Studien, nicht genutzt.

und anderer relevanter Politikfelder (Einkommens- und Verbrauchsbesteuerung) sowie etwaige Änderungen im Verhalten der Haushalte (Erwerbsbeteiligung, Nutzung von Betreuungsangeboten etc.) herangezogen werden sollen (vgl. Kapitel 8), bietet das SOEP außerdem eine Vielzahl einschlägiger Zusatzinformationen.

6.1 Datenaufbereitung

Während bei der Aufbereitung der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) zur Vorbereitung der damit angestellten, empirischen Analysen weitergehende Bereinigungen der Daten vonnöten waren (vgl. Abschnitt 4.2), ist dies bei der Anwendung der Resultate auf die SOEP-Daten nicht der Fall. Grundsätzlich müssen alle bei der Berechnung von Äquivalenzskalen für das jeweilige Haushaltseinkommen vorgenommenen Bereinigungen jedoch mitbedacht werden.

Zur Identifikation der Haushaltstypen werden verschiedene im SOEP erfasste Informationen herangezogen. Betrachtet werden generell nur Alleinlebende, Paarhaushalte ohne und mit bis zu drei Kindern sowie Ein-Eltern-Haushalte. Als Paarhaushalt gilt ein Haushalt, in dem zwei erwachsene Personen leben, die in einem partnerschaftlichen Verhältnis zueinander stehen. Als Kinder werden minderjährige Personen gewertet, die im Haushalt wohnen und nicht in einem partnerschaftlichen Verhältnis zum Haushaltsvorstand stehen. Damit werden alle Arten möglicher Kindschaftsverhältnisse – auch Stiefkinder und Kinder des Lebenspartners, sofern sie im Haushalt leben – erfasst. Alle anderen Haushaltstypen werden als „sonstige Haushalte“ eingestuft und nicht in die Analysen einbezogen. Das betrifft z. B. Mehr-Generationen-Haushalte, Haushalte, in denen weitere Familienangehörige leben, einschließlich volljähriger Kinder, aber auch Wohngemeinschaften sowie Haushalte mit unklarer Zusammensetzung.

Darüber hinaus werden aus dem SOEP-Sample, das für die weiteren Analysen verwendet wird, Haushalte mit folgenden Merkmalen ausgeschlossen:

- Haushalte, in denen der Haushaltsvorstand oder dessen Partner bzw. Partnerin älter als 65 Jahre ist;
- Haushalte, in denen für mindestens eines der erwachsenen Mitglieder als Erwerbsstatus „Rentner“ angegeben wird.

Beides soll vermeiden, dass die stark unterschiedliche Einkommens- und Ausgabensituation von Rentner- und Hochbetagten-Haushalten, die sich vor allem unter den Paarhaushalten ohne Kinder finden können, den angestrebten Vergleich mit Paaren mit Kindern verzerrt. Schließlich werden alle Haushalte nicht berücksichtigt, zu deren Einkommenssituation keine Informationen vorliegen, da für diese keine Äquivalenzeinkommen berechnet werden können. Weitergehende Bereinigungen der Stichprobe werden nicht vorgenommen. Insgesamt machen die betrachteten Haushalte über alle Wellen hinweg rund 44 Prozent aller im SOEP erfassten Haushalte aus (für genauere Angaben vgl. Abschnitt 6.3).

6.2 Wellen und Sub-Stichproben

Die Auswertungen der SOEP-Daten konzentrieren sich auf den Zeitraum von 1992 bis zum aktuellen Rand, das heißt konkret bis zur Welle 2015. Ein früherer Startpunkt der Betrachtung ist aufgrund des Beginns der SOEP-Erhebungen im Jahr 1984 und der Aufnahme von Erhebungen in den neuen Bundesländern im Jahr 1990 prinzipiell möglich. Die Analysen sollen sich jedoch auf die Situation im wiedervereinigten Deutschland beziehen, und zur Situation von Haushalten in Ostdeutschland liegen erst ab dem Jahr 1992 vollständige und konsistente Informationen vor.

Zu prüfen ist außerdem, ob für die Untersuchung alle SOEP-Substichproben oder nur die regulären Aufstockungs-Stichproben einzubeziehen sind. In den sonstigen, im Zeitablauf hinzugefügten Sub-Stichproben werden bestimmte Bevölkerungsgruppen überproportional berücksichtigt. Daher ist zu erwarten, dass z. B. durch Sonderziehungen unter Migranten, die unterdurchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen aufweisen, aber gleichzeitig einen überdurchschnittlich hohen Anteil an Mehr-Kind-Familien stellen, die Einkommensverteilung bestimmter Haushaltstypen verzerrt wird. Ähnliches gilt für die Einbeziehung von Hoch- oder Niedrigeinkommens-Haushalten. Faktisch werden etwaige Verzerrungen durch die SOEP-eigenen Hochrechnungsfaktoren jedoch weitestgehend korrigiert. Entwicklungen der Einkommensverteilungen – insgesamt und für einzelne Haushaltstypen –, die auf den ersten Blick auf Effekte der Hinzunahme der Sonder-Stichproben hindeuten, treten auch bei einer Beschränkung auf die reinen Zufallsstichproben auf. Sie gehen eher auf konjunkturelle Schwankungen als auf Verzerrungen zurück. Deshalb wurden hier die Sonderstichproben mit in die Analysen einbezogen.

6.3 Haushaltstypen

Im Rahmen der Analysen können, ganz in Übereinstimmung mit der Fallauswahl für die Arbeiten mit den EVS-Daten (vgl. Abschnitt 4.1), letztlich folgende Haushaltstypen gesondert betrachtet werden:

- Ein-Personen-Haushalte (A)
- Paarhaushalte ohne Kind (AA)
- Paarhaushalte mit einem/zwei/drei Kindern (AAC/AACC/AACCC)
- Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind (AC)

Unter Berücksichtigung aller hier vorgenommenen Eingrenzungen befinden sich im Sample für den betrachteten Zeitraum von 1992 bis 2015 insgesamt 68.924 Personen in 26.256 Haushalten. Einige der Haushaltstypen treten in den Daten allerdings nur mit eher geringen Fallzahlen auf (vgl. Tabelle 6-1). Dazu gehören insbesondere Paarhaushalte mit drei Kindern sowie Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind.⁵⁷ Die Analyse der Einkommenssituation dieser Haushaltstypen muss für die Jahre bis 2009, das heißt vor der Integration der FiD-Stichprobe (vgl. die

⁵⁷ Für Paare wie für Ein-Eltern-Haushalte mit höheren Kinderzahlen ergeben sich im SOEP mindestens bis 2009 noch deutlich geringere und damit zu kleine Fallzahlen für eine repräsentative Betrachtung. Zudem konnten für diese Haushaltstypen aus den EVS-Daten keine Äquivalenzgewichte bestimmt werden.

Einleitung dieses Abschnitts), auf Grundlage sehr niedriger Fallzahlen erfolgen. Dies muss bei der späteren Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden (vgl. Kapitel 7 und 8), hat faktisch aber nur geringfügige Auswirkungen auf deren Aussagekraft.⁵⁸

TABELLE 6-1 Haushaltstypen im SOEP (Fallzahlen; 1992–2015)

WELLE	A	AA	AAC	AACC	AACCC	AC	SONSTIGE
1992	657	956	767	751	212	115	2.972
1993	709	942	702	716	207	116	2.973
1994	726	1.032	733	738	213	105	2.983
1995	741	1.067	734	773	202	110	2.990
1996	779	1.049	734	743	187	110	2.951
1997	750	1.066	694	708	187	111	3.013
1998	925	1.157	738	741	179	132	3.359
1999	899	1.161	695	696	179	131	3.269
2000	1.762	1.900	1.116	1.189	327	230	5.778
2001	1.565	1.674	995	1.105	312	214	5.409
2002	1.620	1.961	1.067	1.133	317	210	5.685
2003	1.573	1.793	969	1.027	298	206	5.512
2004	1.539	1.811	914	980	272	199	5.455
2005	1.596	1.730	850	894	238	193	5.353
2006	1.733	1.837	877	933	245	219	5.843
2007	1.665	1.700	850	869	216	197	5.599
2008	1.578	1.636	736	771	192	180	5.358
2009	1.685	1.765	748	804	197	211	5.695
2010	1.515	1.634	1.492	1.859	774	857	6.292
2011	1.804	1.897	1.298	1.677	1.017	1.039	7.328
2012	1.956	1.900	1.149	1.635	882	913	7.332
2013	2.178	2.165	1.383	1.915	888	873	7.827
2014	1.935	2.013	1.151	1.680	712	646	7.205
2015	2.027	2.084	1.251	1.637	688	548	6.968

Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quelle: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

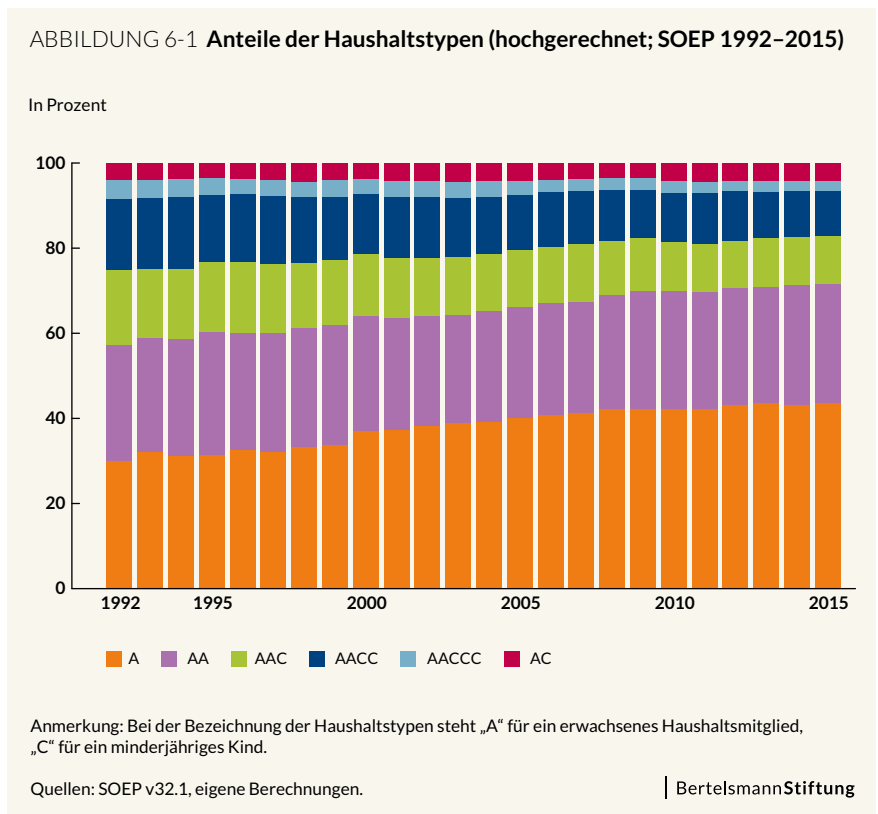
| BertelsmannStiftung

Welche Anteile diesen Fallzahlen in der Bevölkerung entsprechen, lässt sich anhand der hochgerechneten Daten in Abbildung 6-1 ablesen, wobei hier nur die im Folgenden betrachteten Haushaltstypen (ohne „Sonstige“) ausgewiesen werden.

58 Ähnliche Probleme ergeben sich aus parallelen Gründen (bezogen auf die EVS-Daten) bei der Ermittlung von Äquivalenzskalen für diese Haushaltstypen, die von der Verbesserung der Datenbasis im SOEP unberührt bleiben. Effektiv sind die Resultate für Paare mit drei Kindern deswegen doch nur mit gewissen Einschränkungen interpretierbar (vgl. Abschnitt 5.4).

Haushalte Alleinlebender haben an den berücksichtigten Haushalten – trotz der daran vorgenommenen Einschränkungen (vgl. Abschnitt 6.1) – durchgängig den höchsten Anteil. Dieser steigt im Lauf der Zeit von 30 Prozent auf fast 44 Prozent. Der Anteil von Paarhaushalten ohne Kinder schwankt über die Zeit dagegen nur leicht zwischen 26 Prozent und 29 Prozent.

Bei Paarhaushalten mit Kindern zeigen sich umgekehrte Entwicklungen. So sinkt der Anteil der Paarhaushalte mit einem Kind zwischen 1992 und 2015 von 18 Prozent auf 11 Prozent; ein ähnlicher Rückgang zeigt sich beim Anteil von Paarhaushalten mit zwei Kindern. Der von Anfang an kleine Anteil von Paarhaushalten mit drei Kindern schrumpft ebenfalls klar, von 4,5 Prozent der Haushalte im Jahr 1992 auf lediglich 2,5 Prozent im Jahr 2015, während der Anteil von Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind im Zeitablauf relativ konstant bei rund 4 Prozent bleibt.



6.4 Einkommensmessung im SOEP

Die Erfassung des Einkommens erfolgt im SOEP auf der Basis von zwei unterschiedlichen Messkonzepten. Zum einen wird das Einkommen durch die sogenannte „Screener-Variable“ erfasst. Sie gibt die Antwort auf die Frage „Wenn man mal alle Einkünfte zusammennimmt: Wie hoch ist das monatliche Haushaltseinkommen aller Haushaltsmitglieder heute?“ wieder, die dem Haushaltsvorstand im Rahmen des Haushaltsinterviews gestellt wird. Zum anderen wird ein generiertes Vorjahreseinkommen ausgewiesen, das auf Basis der individuellen Angaben

aller Haushaltsmitglieder zu verschiedenen Einkünften und unter Verwendung eines Steuer-Transfer-Simulationsmodells ermittelt wird (vgl. Schwarze 1995; Schwarze und Elsas 2013).

Je nach Fragestellung und Erkenntnisinteresse ist die Wahl zwischen den beiden Einkommensvariablen jeweils mit Vor- und Nachteilen behaftet. Generell können die durch die Befragung erfassten Informationen zur Einkommenssituation in den Haushalten nur als Indikator für ein eigentlich zu messendes, „wahres“ Einkommen gelten. Im Folgenden werden Unterschiede zwischen den Einkommenskonzepten und Verzerrungspotenziale diskutiert. Einen Überblick über die Eigenschaften der Einkommenskonzepte gibt Tabelle 6-2.

Bei der Erfassung der laufenden Einkommen in der *Screener* -Variable wird nach dem Nettoeinkommen des gesamten Haushalts gefragt. Diese Information ist eine summarische Größe aus allen Einkommensarten, so dass eine nachträgliche Differenzierung nach Quellen nicht möglich ist. Dies stellt aber nur dann ein Problem dar, wenn die Identifikation einzelner Bestandteile von Interesse ist. Durch die Gesamterfassung erfolgt zudem eine implizite Erfassung der steuerlichen Belastung des Haushalts. Der angegebene Betrag berücksichtigt prinzipiell alle Steuern, Sozialabgaben und Transferleistungen, so dass die Variable ausweist, mit welchem monatlichen Betrag der Haushalt insgesamt wirtschaften kann.

TABELLE 6-2 „*Screener-Variable*“ und generiertes Einkommen im Vergleich

SCREENER-VARIABLE	GENERIERTES EINKOMMEN
Information durch Haushaltsvorstand	Information durch alle Mitglieder des Haushalts (sofern befragt)
Einzelne Einkommensarten nicht differenzierbar	Einzelne Einkommensarten differenzierbar
Steuern und Sozialabgaben sind implizit erfasst	Steuern und Sozialabgaben sind simuliert
Einkommensangabe bezieht sich auf den Monat des Befragungszeitpunkts	Einkommensangabe bezieht sich auf das Vorjahr
Bei fehlenden Werten keinerlei Information	Bei fehlenden Werten Imputation der Information

Quelle: Eigene Darstellung.

| BertelsmannStiftung

Die *Screener*-Variable kann zu einer tendenziellen Unterschätzung führen, weil die Information zum gesamten Haushaltseinkommen nur von einer Person erfragt wird. Vor allem in Mehr-Verdiener-Haushalten hat diese Person unter Umständen keinen vollständigen Überblick über Einkünfte und Transferleistungen aller Haushaltsmitglieder. Auch wenn die Frage nach dem gesamten Haushaltsnettoeinkommen im SOEP auf Fragen zu einzelnen Einkommensteilen und Transferleistungen folgt, kann eine Untererfassung wegen vernachlässigter oder vergessener Einkommensbestandteile erfolgen. Schließlich kann es vorkommen, dass bestimmte Einkünfte nicht zum Haushaltseinkommen gezählt werden, da der entsprechende Betrag nicht dem ganzen Haushalt zur Verfügung steht, sondern allein einer Person (Rendtel et al. 1998, S.84).

Die generierten Einkommen basieren dagegen auf einer expliziten Zusammenfassung individueller Angaben der Haushaltsmitglieder. Bei den Angaben zu Erwerbseinkommen handelt es sich grundsätzlich um Bruttoangaben, die jeweils für das vorausgegangene Kalenderjahr erhoben werden. Die steuerliche Belastung des Haushalts wird dann durch ein Simulationsmodell abgebildet. In diesem Modell werden jedoch nicht alle dem Haushalt möglichen Absetzungsmöglichkeiten erfasst, weswegen die Gesamteinkommen auf Nettobasis tendenziell zu niedrig ausfallen (Goebel et al. 2015, S. 574). Zudem ist die Generierung des Haushaltseinkommens dann nicht möglich, wenn Personen, die Einkünfte zum Haushaltseinkommen beitragen, eine Antwort verweigern oder nicht an der Befragung teilnehmen. Gemeinsam ist beiden Einkommenskonzepten, dass Personen bei Angaben zu ihrem Einkommen, unabhängig von dessen Art und vom Referenzzeitraum, zu Rundungen neigen (vgl. Hanisch und Rendtel 2002).

Bei der Erfassung des Haushaltsnettoeinkommens in der *Screener*-Variablen wird das Nettoeinkommen schließlich zum Erhebungszeitpunkt erfasst. Alle sonstigen Angaben zu aktuellen soziodemographischen Merkmalen des Haushalts und seiner Mitglieder werden somit zeitgleich zur Einkommenssituation erhoben, was vor allem bei Haushalten mit veränderter Zusammensetzung wichtig ist. Ein Nachteil liegt jedoch in der unzureichenden Erfassung von unregelmäßigen oder Einmalzahlungen. Da nach dem aktuellen Einkommen gefragt wird, werden Sondereinkünfte nur dann berücksichtigt, wenn sie in den Erhebungsmonat fallen (Schwarze 2003, S. 44).

Das generierte Einkommen bezieht sich im Gegensatz dazu auf alle Einkünfte im Kalenderjahr vor dem Erhebungszeitpunkt. Damit fallen die Angaben zur Soziodemographie des Haushalts nicht in den Zeitraum, für den die verfügbaren Einkünfte erhoben werden. Dies ist insbesondere dann problematisch, wenn sich die Haushaltszusammensetzung durch Zu- oder Weggang einer Person ändert, da dann das Einkommen nicht zur aktuellen Haushaltskonstellation passt.⁵⁹ Eine ähnliche Problematik tritt auf, wenn sich die Einkommenssituation durch Veränderung der Erwerbstätigkeit stark ändert (Rendtel et al. 1998, S. 85). Darüber hinaus werden die verschiedenen Einkünfte in Form durchschnittlicher Beträge für jede Einkommensart pro Monat und der Anzahl der Monate erfasst, in denen sie im vorausgegangenen Kalenderjahr bezogen wurden. Aufgrund von Erinnerungslücken und Fehleinschätzungen, gerade im Fall wechselnder Arbeitsverhältnisse und variierender Bruttolöhne, kann es dabei ebenfalls zu Verzerrungen kommen (Schwarze und Elsas 2013, S. 45). Insgesamt ähnelt das Verzerrungspotential grundlegend dem der *Screener*-Variablen (Frick et al. 2012).

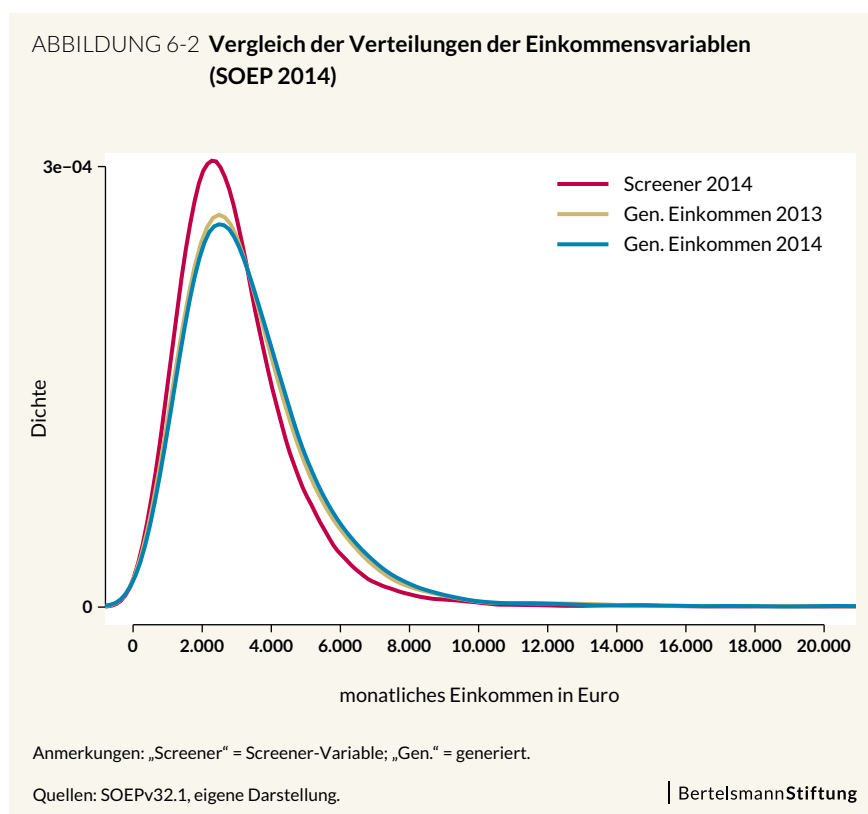
In Abbildung 6-2 werden Unterschiede zwischen den beiden Einkommenskonzepten anhand der jeweiligen Einkommensverteilungen illustriert. Hierzu werden das im Jahr 2014 erhobene laufende Einkommen („Screener 2014“), das generierte Einkommen für das Jahr 2013 („gen. Einkommen 2013“)⁶⁰ sowie das im Fol-

59 Bekommt ein Paar ein Kind und reduziert deshalb die Erwerbsbeteiligung, wird das Einkommen aus dem Kalenderjahr zuvor im Allgemeinen deutlich überhöht sein, und die Wohlstandposition des Haushalts wird überschätzt. Dies lässt sich auch durch Nutzung der soziodemographischen Angaben aus dem Vorjahr nicht korrigieren, sofern die Veränderung im Haushalt im Laufe des Jahres stattgefunden hat, da sich das generierte Einkommen immer auf das gesamte Jahreseinkommen bezieht.

60 Das generierte Einkommen für das Jahr 2013 basiert auf den Angaben zum Vorjahr, die im Jahr 2014 erhoben wurden.

gejahr generierte Einkommen für das laufende Jahr („gen. Einkommen 2014“)⁶¹ betrachtet. Für den Fall, dass die *Screener*-Variable einen adäquaten Proxy für das aktuelle Jahreseinkommen jedes Haushalts darstellt, sollten nach dieser Korrektur geringere Verzerrungen auftreten.

Der Vergleich der Einkommenskonzepte zeigt, dass alle drei Verteilungen keine großen Unterschiede aufweisen. Gemäß der *Screener*-Variable sind die Einkommen allerdings etwas stärker konzentriert als im Fall der generierten Haushaltseinkommen. Erkennbar ist auch, dass die generierten Einkommen einen höheren Mittelwert aufweisen.⁶² Generell lassen die ähnlichen Verteilungen aber darauf schließen, dass die Analyse relativer Einkommenspositionen von der Wahl des Einkommenskonzepts nicht systematisch beeinflusst werden sollte (vgl. dazu Schwarze 2003 sowie Bedau und Krause 1998).



Für eine Wahl zwischen den beiden Einkommensvariablen sind daher zunächst die hier aufgezeigten Vor- und Nachteile der jeweiligen Messkonzepte abzuwägen. Wenn die Haushaltszusammensetzung zum Erhebungszeitpunkt von hoher Relevanz ist – wie in der vorliegenden Studie –, ist die *Screener*-Variable angemessener. Ginge es um eine differenzierte Erfassung aller Einkommensarten in

61 Dieses generierte Einkommen basiert auf den Angaben zum Vorjahr aus dem Befragungsjahr 2015, also auf den retrospektiven Angaben zum Vorjahreseinkommen im Folgejahr des interessierenden Jahres (Debels und Vandecastelle 2008, S. 74).

62 Der Vergleich der generierten Einkommen für das Vorjahr und das aktuelle Jahr zeigt außerdem an, dass beide Variablen gleich gut oder gleich schlecht als Proxy für das laufende Einkommen geeignet sind.

einem bestimmten Kalenderjahr, wäre die Wahl der generierten Einkommensvariable vorzuziehen. Im vorliegenden Fall kommt hinzu, dass die zuvor berechneten Äquivalenzskalen auf Basis der laufenden Ausgaben berechnet worden sind (vgl. Abschnitt 4.2). Auch aus diesem Grund ist es dienlich, hier laufende Einkommen zu betrachten.

7 Entwicklung äquivalenzgewichteter Einkommen und ihrer Verteilung

Um die Einkommenssituation von Familien und ihre Entwicklung genauer zu untersuchen, werden nun die auf Basis der EVS berechneten, mit dem jeweiligen Haushaltseinkommen variierenden Äquivalenzskalen (vgl. Kapitel 5) auf Einkommensdaten des SOEP angewendet. Dabei geht es zum einen darum zu verdeutlichen, welche Auswirkungen die Anwendung unterschiedlicher Äquivalenzskalen in diesem Kontext hat. Zum anderen soll beleuchtet werden, wie sich die Einkommen von Familien in den letzten rund 20 Jahren entwickelt haben.

7.1 Anwendung der Äquivalenzskalen

Die Ermittlung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen auf Basis von Daten der EVS (vgl. Abschnitt 5.4) liefert eine Serie solcher Skalen für die Jahre 1998 bis 2013 (in 5-Jahres-Schritten), mit denen die Haushaltseinkommen aus den SOEP-Daten gewichtet werden können. Die Skalen für die einzelnen Jahre unterscheiden sich nur wenig. Unterschiede, die nach einer Inflationsbereinigung⁶³ verbleiben, reflektieren vor allem die Effekte im Zeitablauf langsam steigender Realeinkommen, an die sich das Ausgabenverhalten jeweils anpasst. Für die zwischen den Beobachtungen liegenden Jahre (1999–2002 etc.) werden die geschätzten Skalen linear interpoliert. Für die zeitlichen Randbereiche, also die Jahre 1992 bis 1997 sowie 2014/15, für die zwar SOEP-Daten vorliegen, aber keine Skalen geschätzt werden konnten (siehe Kapitel 4, insbesondere Fußnote 23) wird mangels besserer Informationen die jeweils zeitlich nächste Skala unverändert übernommen.⁶⁴ Ansonsten werden die Einkommensangaben des SOEP – bis einschließlich 2000: differenziert nach neuem und altem Bundesgebiet – deflationiert und einheitlich in Preisen des Jahres 2010 ausgewiesen. Auch die auf der Basis von Nominalbeträgen für Haushaltseinkommen und –ausgaben geschätzten Skalenwerte werden auf diese einheitliche Preisbasis angepasst.

Die Äquivalenzskalen auf die Einkommensdaten anzuwenden ist vor diesem Hintergrund einfach. Das jeweilige Haushaltsnettoeinkommen wird durch den vom Haushaltstyp und von der Höhe des Einkommens abhängigen Skalenwert geteilt.

63 Inflationsbereinigt wurden hierbei die den variierenden Skalenwerten zuzuordnenden Nettoeinkommen, und zwar so, dass sich die Skalen auf Einkommen in Preisen von 2010 beziehen – in Übereinstimmung mit der Inflationsbereinigung der Einkommensdaten aus dem SOEP.

64 Ähnlich wird mit Randbereichen der Einkommensverteilungen laut SOEP verfahren, für die wegen anders geformter Verteilungen aus den EVS-Daten keine Skalenwerte vorliegen: Auf sie wird jeweils der höchste bzw. niedrigste der einkommensabhängigen Skalenwerte angewandt, weil für eine Fortschreibung die Datengrundlage fehlt. Für alle anschließend verwendeten Verteilungskennziffern sind mögliche Fehler, die aus diesem vereinfachenden Vorgehen resultieren, vernachlässigbar.

Das Resultat ist ein Äquivalenzgewichtetes (oder „Äquivalenz“-)Einkommen, welches sich für alle Haushaltstypen direkt vergleichen lässt (vgl. die Einleitung zu Kapitel 3) und hier im Folgenden auch als „Wohlstandsposition“ bezeichnet wird. Anders wird lediglich mit den teilweise unplausiblen Resultaten für Paarhaushalte mit drei Kindern im Bereich niedriger Einkommen verfahren: Hier wird unterstellt, dass die Skalenwerte für diesen Haushaltstyp immer mindestens so hoch sind wie die korrespondierenden Werte für Paarhaushalte mit zwei Kindern. Dass die Äquivalenzgewichte für dritte Kinder generell niedrig ausfallen, so dass Skalenwerte für den Haushaltstyp AACCC nur wenig höher sind als diejenigen für AAC, ist nicht *per se* unplausibel. Dass die Skalenwerte niedriger sind als beim kleineren Haushaltstyp, die Gewichte somit negativ, ist es dagegen schon.⁶⁵

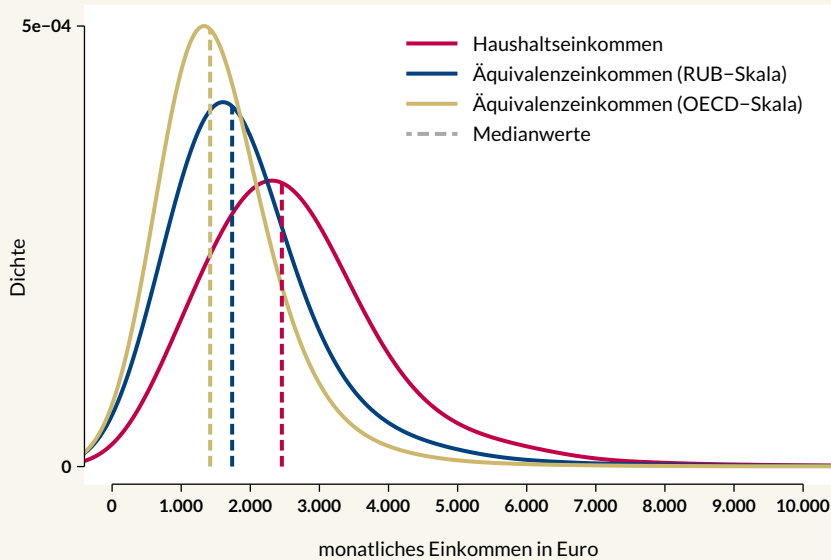
Die nach diesen Modifikationen vollständig vorliegenden Äquivalenzskalen werden im Folgenden der Kürze halber als „RUB-Skala“ bezeichnet. Werden zu Vergleichszwecken auch Berechnungen auf Basis der „neuen“ oder „modifizierten“ OECD-Skala angestellt, wird diese kurz „OECD-Skala“ genannt. Soweit auf dieser Basis Kennwerte für Einkommen und deren Verteilung im Zeitverlauf ermittelt werden, ergibt sich von Jahr zu Jahr teilweise eine hohe Volatilität der Zeitreihen. Diese deutet nicht immer auf reale Einkommensschwankungen der betroffenen Haushaltstypen hin, sondern ist auch auf die genaue Zusammensetzung der Stichprobe zurückzuführen.⁶⁶ Die Verwendung von Hochrechnungsfaktoren gewährleistet bei den SOEP-Daten zwar die Repräsentativität aggregierter Angaben für alle bundesdeutschen Haushalte (vgl. Abschnitt 6.2). Auf der Ebene einzelner Haushalts- und Familientypen gilt dies aber nur beschränkt, da in die Gewichtung nur eine begrenzte Anzahl von Haushaltsstrukturmerkmalen aufgenommen werden kann (vgl. Haisken-DeNew und Frick 2005, Kap. 5.3). Um dies abzumildern, werden in Abbildungen mit Betrachtungen im Zeitverlauf gleitende Durchschnitte verwendet, bei denen die Werte eines Jahres mit denjenigen der unmittelbar anliegenden Jahre gemittelt werden. Bei der Interpretation wird deswegen auch weniger auf einzelne Jahre und kleinere Schwankungen der Verläufe eingegangen. Im Vordergrund steht vielmehr das Interesse, ein allgemeineres Bild längerfristiger Einkommensentwicklungen bei den verschiedenen Familientypen zu zeichnen.

Als erste Annäherung werden in Abbildung 7-1 die Dichtefunktionen der Einkommensverteilungen – gepoolt über alle betrachteten Wellen (1992 bis 2015) sowie über alle betrachteten Haushaltstypen – für verschiedene Arten der Äquivalenzgewichtung gezeigt. Dies sind zum einen die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen (ohne Äquivalenzgewichtung), wie sie im SOEP ausgewiesen werden, zum anderen die Verteilungen derselben, aber äquivalenzgewichtetes Einkommen, die sich bei Anwendung der „neuen“ OECD-Skala bzw. der hier ermittelten, einkommensabhängigen RUB-Skala ergeben. Ausgewiesen werden in der Abbildung jeweils auch die Mediane der verschiedenen Einkommensverteilungen, d. h. diejenigen Schwellenwerte des Einkommens, die jeweils von 50 Prozent der betrachteten Haushalte überschritten werden, während die anderen 50 Prozent der Haushalte über ein niedrigeres Einkommen verfügen.

65 Erklären lassen sich diese Resultate, wie erläutert, vor allem durch niedrige Fallzahlen in Verbindung mit einem unterschiedlichen Erwerbsverhalten der bei der Schätzung verglichenen Haushaltstypen (vgl. Abschnitt 5.4).

66 Entsprechende Probleme resultieren daher nicht allein aus Fallzahlproblemen, sie treten allerdings vor allem bei Haushaltstypen mit geringeren Fallzahlen hervor, etwa bei Paarhaushalten mit drei Kindern sowie bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind.

ABBILDUNG 7-1 Einkommensverteilung und Äquivalenzgewichtung



Quelle: SOEP v32.1 (1992–2015, gepoolt), eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

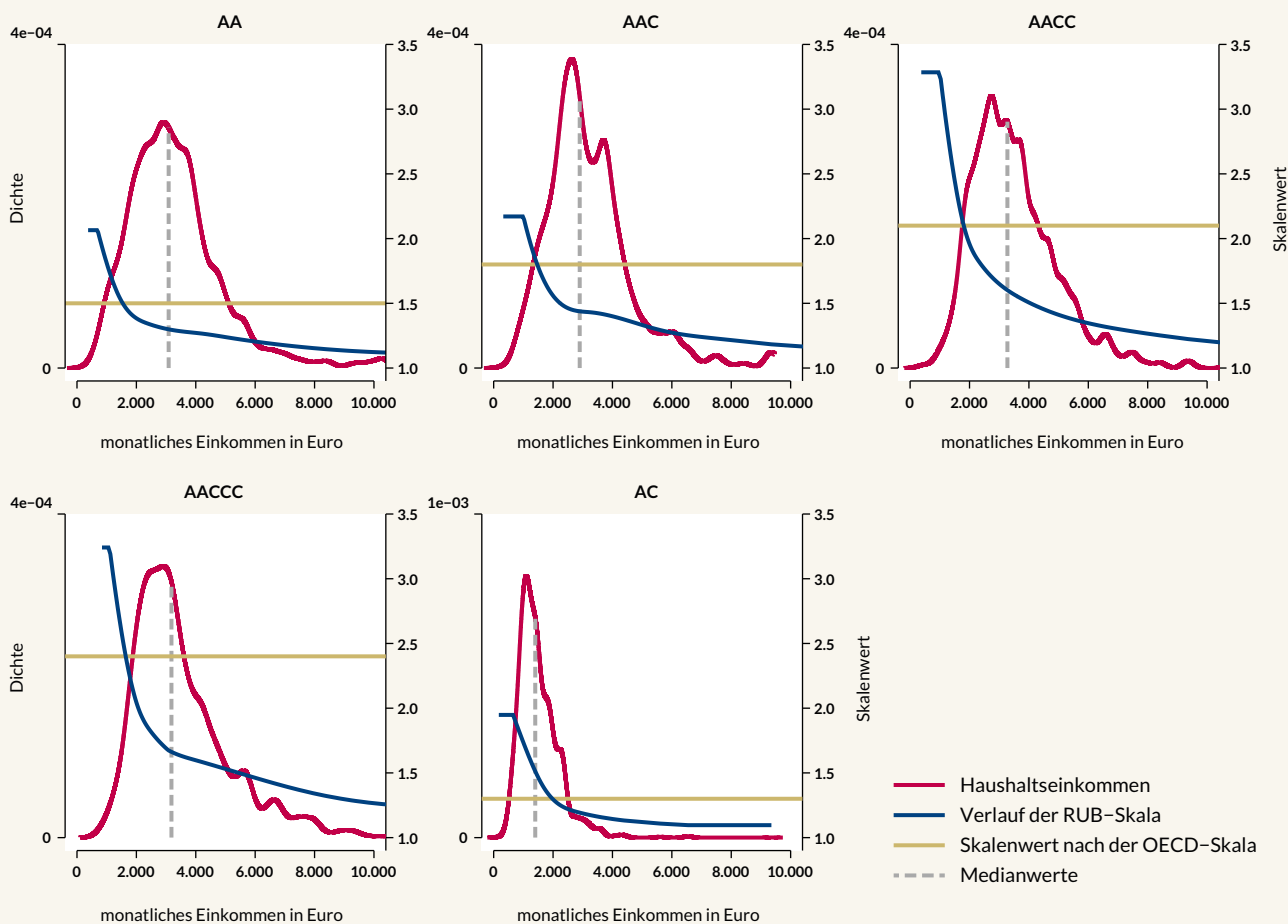
Die Äquivalenzgewichtung führt generell zu einer Linksverschiebung der Verteilung sowie einer mehr oder weniger starken Stauchung, durch die sich auch der jeweilige Median verschiebt. Im Falle der RUB-Skala bleibt dabei eine höhere Dispersion der Einkommensverteilung erhalten, weil die Skalenwerte von der Höhe des Einkommens abhängen und mit steigendem Einkommen zurückgehen. Bei Verwendung der OECD-Skala fällt die Stauchung dagegen weit stärker aus. Da diese Skala einkommensunabhängige – und gemessen an der RUB-Skala überwiegend relativ hohe – Skalenwerte aufweist, wird auf jedes Haushaltseinkommen eines gegebenen Haushaltstyps der gleiche Gewichtungsfaktor angewandt. Die egalisierende Wirkung der OECD-Skala im Vergleich zur RUB-Skala resultiert dabei vor allem aus der Anwendung größerer Äquivalenzgewichte auf höhere Einkommen. Dies tritt bei der Gegenüberstellung mit den Haushaltseinkommen klar hervor, deren Verteilung ohne Äquivalenzgewichtung relativ flachgipflig ist.

Auf der Ebene einzelner Haushaltstypen kann sich aufgrund unterschiedlicher Verläufe von Einkommensverteilungen und Skalenwerten ein abweichendes Bild ergeben. Abbildung 7-2 zeigt, wie sich Äquivalenzskalen und Einkommensverteilungen (ohne Äquivalenzgewichtung) bei den unterschiedlichen Haushaltstypen zueinander verhalten. Sie verdeutlicht damit, welche Tendenzen in späteren, detaillierteren Vergleichen der verschiedenen Arten der Äquivalenzgewichtung zu erwarten sind.

Als interessant erweist sich hier vor allem, nochmals genauer auf die Schnittpunkte der RUB-Skala mit der OECD-Skala zu achten (vgl. dazu bereits Abschnitt 5.4.). Deren Lage kann sich je nach Haushaltstyp unterscheiden. Haushalten mit Ein-

kommen unterhalb des Schnittpunkts werden bei Verwendung der OECD-Skala im Vergleich zur RUB-Skala zu geringe Skalenwerte zugeschrieben, oberhalb des Schnittpunkts jedoch zu hohe Werte. Die Einkommenssituation von Haushalten am unteren Rand der Verteilung wird daher bei Paaren mit Kindern – auch im Vergleich zu Paaren ohne Kind – auf Basis der OECD-Skala als zu günstig beurteilt; bei Haushalten mit höheren Einkommen wird sie dagegen ungünstiger eingeschätzt als bei einer mit dem Einkommen variierenden Äquivalenzgewichtung. Auffallend sind dabei vor allem die Resultate für Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind, bei denen die RUB-Skala die OECD-Skala erst bei einem Wert schneidet, der jenseits des Medians der im SOEP erfassten Einkommensverteilung dieses Haushaltstyps liegt. Unter Verwendung der gängigen OECD-Skala werden hier somit für die Mehrheit der Haushalte sehr viel geringere Skalenwerte zur Äquivalenzgewichtung herangezogen – das heißt ihr Äquivalenzeinkommen wird überschätzt – als bei einer einkommensabhängigen Äquivalenzgewichtung angemessen erscheint.

ABBILDUNG 7-2 Nettohaushaltseinkommen nach Haushaltstyp und Äquivalenzskalen (2015)

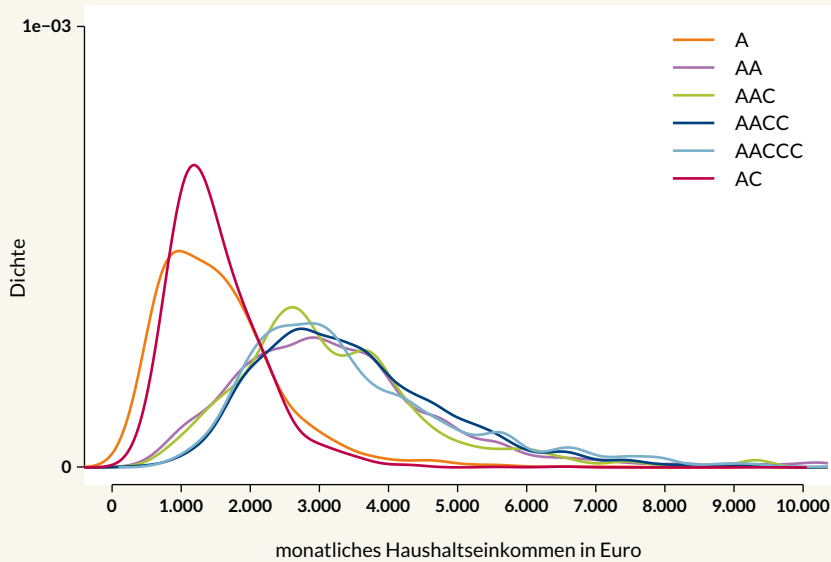


Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind (bei OECD-Skalenwerten: Kind unter 14 Jahren).

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

ABBILDUNG 7-3 Haushaltseinkommen nach Haushaltstypen (2015)



Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

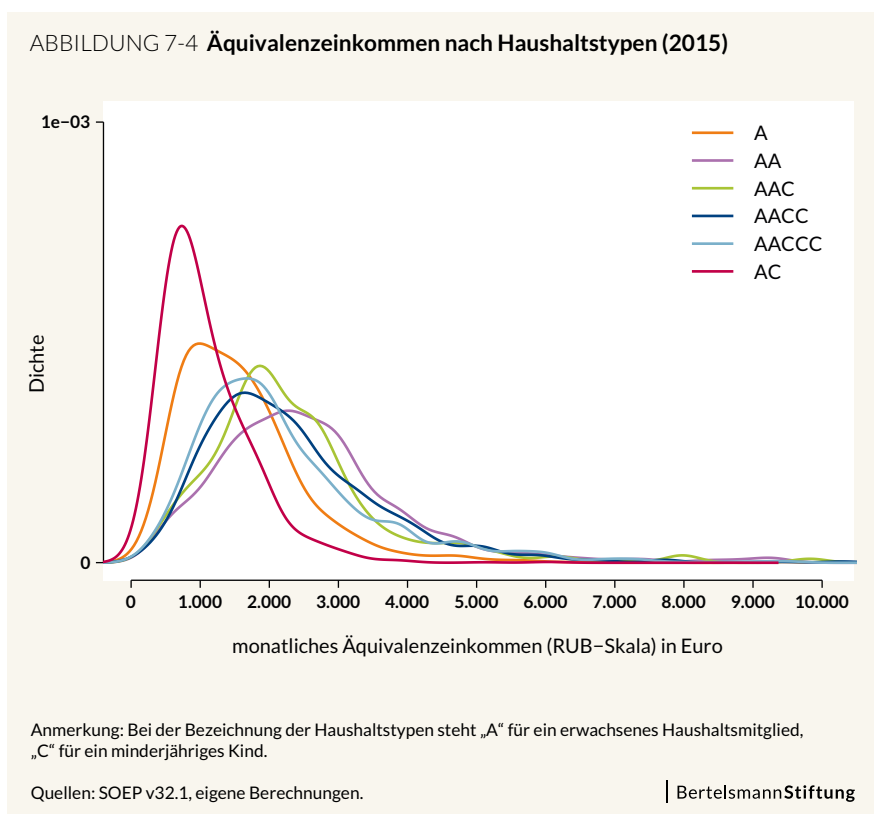
| BertelsmannStiftung

Diese Erkenntnisse geben einen Hinweis darauf, welche Änderungen durch die Anwendung der einkommensabhängigen Äquivalenzskala zu erwarten sind. Abbildung 7-3 zeigt die naive Betrachtung der Einkommenssituation unterschiedlicher Haushaltskonfigurationen – einschließlich der Haushalte alleinlebender Erwachsener (A) – auf Basis der jeweiligen Haushaltsnettoeinkommen (ohne Äquivalenzgewichtung) für das Jahr 2015. Die Dichtefunktionen des Haushaltseinkommens deuten auf den ersten Blick auf deutliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Haushaltstypen hin, die in erster Linie auf die Anzahl erwachsener Personen im Haushalt zurückzuführen sind: Haushalte der Typen A und AC weisen im Schnitt niedrigere Einkommen auf als alle Paarhaushalte. Hauptgrund dafür ist, dass in Paarhaushalten zumeist zwei erwachsene Personen in mehr oder minder großem Umfang erwerbstätig sind (vgl. dazu Kapitel 8). Außerdem fällt auf, dass die Haushaltseinkommen aller Paarhaushalte relativ ähnliche Verteilungen aufweisen, unabhängig davon, ob sie Kinder haben oder nicht. Schließlich wird noch erkennbar, dass Paarhaushalte mit zwei oder drei Kindern im Vergleich zu solchen ohne oder mit einem Kind etwas seltener über niedrige Einkommen im Bereich bis etwa 2.000 Euro, dafür etwas häufiger über hohe Einkommen im Bereich ab ungefähr 4.500 Euro im Monat verfügen. Die Verteilung der Nettoeinkommen ist bei Familienhaushalten also nahezu vergleichbar mit der von Paarhaushalten ohne Kinder.

Allerdings müssen Familienhaushalte mit diesen Einkommen die Bedarfe von mehr Personen decken. Genau dies wird durch die Gewichtung mit den Äquivalenzskalen berücksichtigt (vgl. dazu die Überlegungen in Abschnitt 2.2 sowie die Ausführungen in Kapitel 3). Die Äquivalenzgewichtung, die für Vergleichbarkeit

der Wohlstandspositionen unterschiedlicher Haushaltstypen sorgt, führt damit notwendigerweise zu anderen Verteilungen dieser Äquivalenzeinkommen, die typischerweise linkssteiler sind.

Abbildung 7-4 zeigt die Dichtefunktionen der Äquivalenzeinkommen aller betrachteten Haushalte für 2015 auf Basis der hier ermittelten („RUB“-)Äquivalenzskala. Auffällig ist hier vor allem die Veränderung der Verteilung bei den Ein-Eltern-Haushalten, deren Einkommen schon vor der Äquivalenzgewichtung besonders linkssteil war. Sie verfügen auf breiter Basis über die geringsten Äquivalenzeinkommen. Auch bei den Paar-Haushalten mit Kindern ergibt sich nun ein eindeutiges Bild, dass sich die relative Einkommensposition mit der Anzahl der Kinder verschlechtert. Hier sind es vor allem Paare mit drei Kindern, die niedrige Äquivalenzeinkommen aufweisen, gefolgt von solchen mit zwei Kindern und einem Kind. Im Bereich höherer Einkommen setzt sich diese Staffelung weitestgehend fort: Paare ohne Kind verfügen deutlich häufiger über hohe Äquivalenzeinkommen als Haushalte mit Kindern.



7.2 Entwicklung der Äquivalenzeinkommen

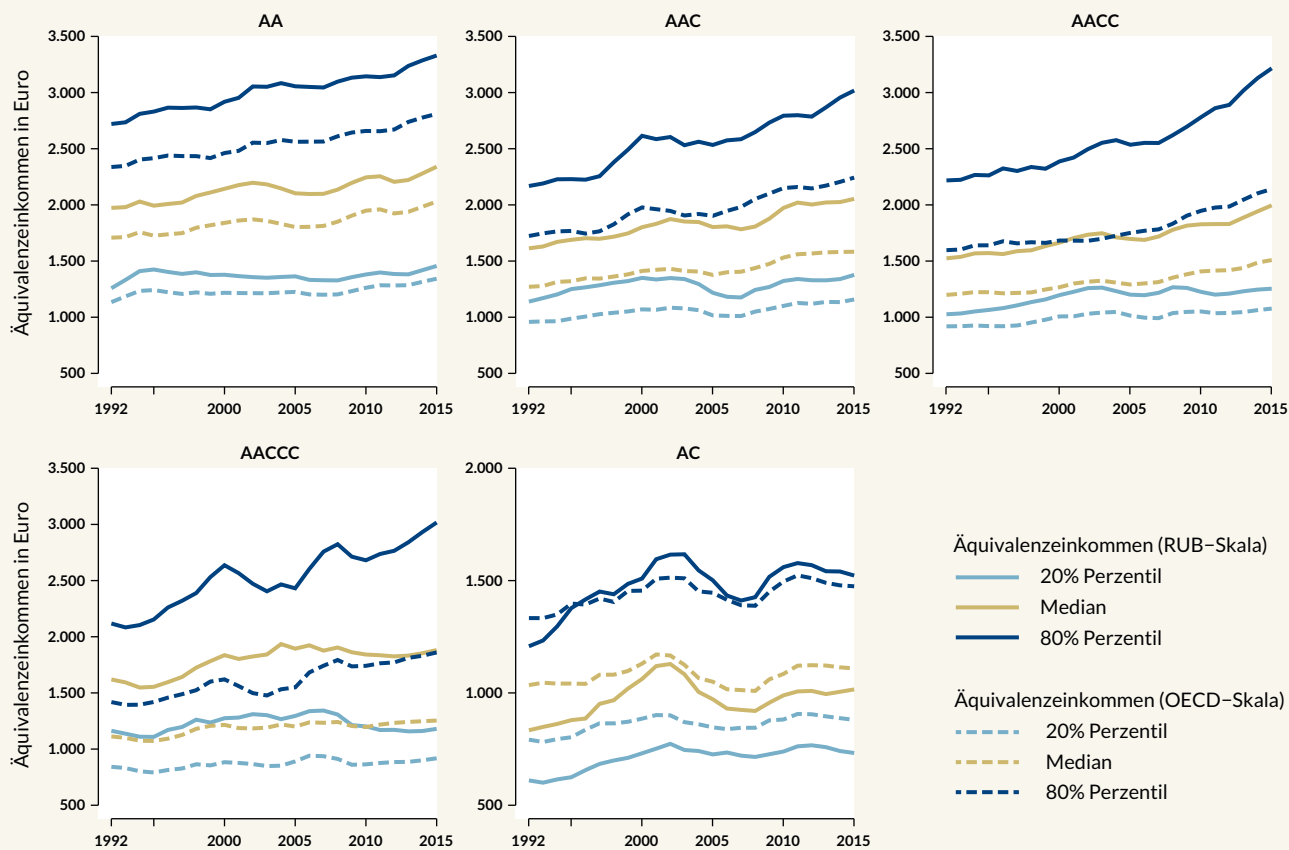
Die Äquivalenzgewichtung und auch die Art der verwendeten Äquivalenzskala haben erkennbare Effekte für die Einschätzung der relativen Einkommenssituation von Haushalten unterschiedlicher Größe und Struktur, namentlich von Familienhaushalten. Wie stellt sich vor diesem Hintergrund die Entwicklung der Wohlstandspositionen von Haushalten unterschiedlichen Typs im Zeitverlauf dar? In

Abbildung 7-5 wird die Entwicklung der Äquivalenzeinkommen unterschiedlicher Haushaltstypen anhand ausgewählter Perzentil-Grenzen ausgewiesen. Neben dem Median-Einkommen (Obergrenze des 50-Prozent-Perzentils) werden hier außerdem die Obergrenzen des 20-Prozent-Perzentils und des 80-Prozent-Perzentils und damit die Grenzen zwischen dem ersten und zweiten sowie zwischen dem vierten und fünften Quintil der jeweiligen Verteilung gezeigt. Dies soll ein Bild davon vermitteln, wie sich niedrige, mittlere sowie hohe Einkommen im betrachteten Zeitraum entwickelt haben. Außerdem werden hier noch einmal Resultate verglichen, die sich bei einer Äquivalenzgewichtung der Einkommen mit Hilfe der OECD-Skala (gepunktete Linien) gegenüber der hier ermittelten, einkommensabhängigen Äquivalenzskala („RUB-Skala“, durchgezogene Linien) ergeben.

Die Abbildung lässt erkennen, dass die Einkommen im betrachteten Zeitraum für alle Haushaltstypen trendmäßig gestiegen sind. Da hier die Verteilungen von inflationsbereinigten, aber real wachsenden Beträgen der jeweiligen Äquivalenzeinkommen betrachtet werden, entspricht eine solche Entwicklung den Erwartungen. Auch dass der reale Anstieg niedriger Einkommen – weitgehend unabhängig von der Art der Äquivalenzgewichtung – schwächer ausfällt als bei hohen Einkommen, so dass im Zeitverlauf eine zunehmende Spreizung der Verteilungen nach oben zu erkennen ist, entspricht bereits bekannten Befunden (vgl. etwa Goebel et al. 2015; Feld und Schmidt 2016). Gleichzeitig werden allerdings unterschiedliche Niveaus sowohl der Äquivalenzeinkommen als auch ihrer Zuwächse für die verschiedenen Haushaltstypen deutlich.

Auf Unterschiede zwischen einer Äquivalenzgewichtung mit Hilfe der OECD-Skala und der hier ermittelten Skala wurde bereits in Abschnitt 7.1 hingewiesen. Nun lässt sich erkennen, welche Wirkungen die unterschiedlichen Skalen auf die hier betrachteten Eckwerte der Verteilungen haben: Bei Anwendung der RUB-Skala fallen Äquivalenzeinkommen und auch ihre Zuwächse ganz überwiegend höher aus als unter Verwendung der OECD-Skala. Abgesehen von wenigen Ausnahmen gilt dies nicht nur für die Median-Einkommen, sondern auch für (höhere) Einkommen an der 80-Prozent-Grenze; selbst bei (niedrigeren) Einkommen an der 20-Prozent-Grenze werden diese Effekte in abgeschwächter Form sichtbar. Die Verschiebung beträgt bei den Paar-Haushalten im Schnitt 10 Prozent bis 20 Prozent des Medians; bei niedrigeren Einkommen ergeben sich ähnliche Werte, während es bei höheren Einkommen bis zu 25 Prozent sind. Die Differenzen zum Äquivalenzeinkommen gemäß der OECD-Skala fallen dabei für Paar-Haushalte mit Kindern durchgängig höher aus als für Paare ohne Kind. Relativ hat die Verwendung der OECD-Skala für Familienhaushalte, schon wegen der größeren Mitgliederzahl, also ein stärkeres Verzerrungspotential als für Paare ohne Kind. Zudem unterstreichen die Befunde die bereits erwähnte Wirkung, dass Haushalte mit höheren Einkommen bei Verwendung der OECD-Skala tendenziell ärmer gerechnet werden als sie tatsächlich sind.

ABBILDUNG 7-5 Entwicklung der Äquivalenzeinkommen nach Haushaltstyp (1992–2015)



Anmerkungen: Angaben zum Einkommen beziehen sich auf monatliche Werte. Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Im Gegenzug dazu werden Haushalte mit niedrigem Einkommen tendenziell reicher gerechnet als sie es sind. Bei den hier betrachteten Paarhaushalten tritt dies jedoch nicht hervor. Die Grenze, ab der die OECD-Skala niedrigere Skalenwerte annimmt als die RUB-Skala, liegt bei diesen Haushaltstypen unterhalb des 20-Prozent-Perzentils (vgl. erneut Abbildung 7-2). Ganz anders liegen die Dinge jedoch bei den Ein-Eltern-Haushalten. Da sie insgesamt über relativ niedrige Haushaltseinkommen verfügen, dreht sich das Verhältnis der Äquivalenzeinkommen auf Basis der beiden Skalen nicht nur an der 20-Prozent-Grenze, sondern auch noch beim Median um: Die mit der OECD-Skala gewichteten Äquivalenzeinkommen weisen in beiden Fällen durchgängig höhere Niveaus auf als die mit der RUB-Skala gewichteten Einkommen. Die Median-Einkommen fallen dabei bis zu 30 Prozent geringer aus, die Einkommen an der Grenze vom ersten zum zweiten Quintil teilweise fast 35 Prozent niedriger als bei Anwendung der gängigen OECD-Skala. Die finanzielle Situation von Ein-Eltern-Haushalten erweist sich damit als noch ungünstiger als in der Literatur bisher schon bekannt war.⁶⁷

67 Für vertiefende Studien zu Folgen von Trennungen und Scheidungen sowie zur Situation von Ein-Eltern-Haushalten vgl. etwa Hartmann (2015, insbes. Kap. 10) und Hancioglu (2015, insbes. Kap. 7).

Auch die Zuwächse des Äquivalenzeinkommens unterscheiden sich zwischen den Haushaltstypen in ihren Tendenzen stark. Paar-Haushalte mit einem und zwei Kindern haben im mittleren Einkommensbereich über den betrachteten Zeitraum tendenziell ähnliche Zuwachsraten, wobei Paarhaushalte mit zwei Kindern im Schnitt niedrigere Äquivalenzeinkommen aufweisen als solche mit nur einem oder mit drei Kindern. Zu den Haushalten mit schwächeren Zuwachsraten gehören Ein-Eltern-Haushalte sowie Paar-Haushalte mit drei Kindern. Ihre Einkommen haben sich in den letzten zwei Jahrzehnten nur unterdurchschnittlich stark erhöht. Im Bereich niedriger Einkommen sind diese Entwicklungen weniger heterogen. Allein Paar-Haushalte mit zwei Kindern haben hier überdurchschnittliche Zuwachsraten, und Ein-Eltern-Haushalte konnten ihre Einkommen erneut nur unterdurchschnittlich verbessern. Ansonsten verlaufen die Einkommensentwicklungen weitestgehend ähnlich. Bis Anfang der 2000er Jahre sind für alle Haushaltstypen Zuwächse zu verzeichnen, die anschließend bis 2008 – zumeist auf das Niveau von (kurz vor) 2000 – wieder geschmälert wurden. Seither erfolgt wieder ein recht stetiger Anstieg der Einkommen.

7.3 Relative Wohlstandspositionen

Die in Abbildung 7-5 erkennbar werdenden Entwicklungen der Einkommen der verschiedenen Haushaltstypen, können durch eine Betrachtung relativer Wohlstandspositionen noch klarer herausgearbeitet werden. Verglichen werden dabei Verteilungsparameter für jeweils zwei verschiedene Haushaltstypen und ihre Entwicklung im Zeitablauf. In Abbildung 7-6 werden abermals Median-Einkommen betrachtet, gewichtet mit der hier ermittelten Äquivalenzskala. Die Bereiche niedrigerer und höherer Einkommen – bis zur 20-Prozent- bzw. 80-Prozent-Grenze – werden dabei als schattierte Flächen im Hintergrund dargestellt. Als Referenzhaushalte für die paarweisen Vergleiche dienen jeweils Paarhaushalte ohne Kind (AA).

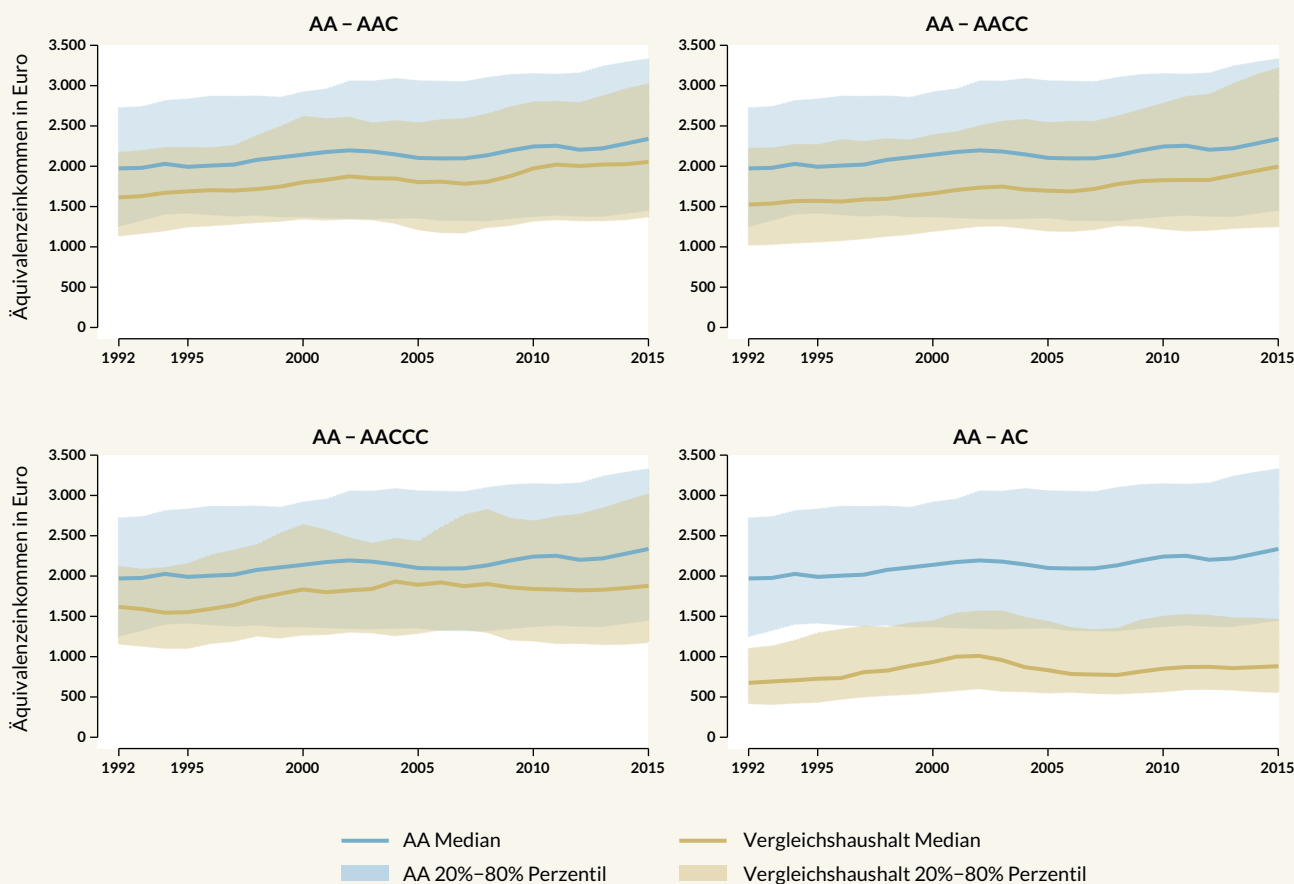
Die Vergleiche der verschiedenen Familientypen mit dem Haushaltstyp AA machen deutlich, dass die äquivalenzgewichteten Median-Einkommen von Paar-Haushalten ohne Kind durchgängig höher ausfallen als diejenigen von Paar-Haushalten mit Kind(-ern). Erwartungsgemäß verschlechtert sich die relative Wohlstandsposition von Familienhaushalten dabei mit zunehmender Kinderzahl. Die Median-Äquivalenzeinkommen von Paar-Haushalten mit einem Kind fallen im Durchschnitt etwa 15 Prozent niedriger aus als diejenigen von Paaren ohne Kind. Der Abstand der Median-Äquivalenzeinkommen von Paar-Haushalten mit zwei Kindern zu dem von Paaren ohne Kind liegt mit etwa 20 Prozent durchschnittlich geringfügig höher, während der Abstand bei Paar-Haushalten mit drei Kindern mit 16 Prozent wieder etwas geringer ausfällt.

Unterschiede der Wohlstandspositionen zeigen sich auch bei höheren und niedrigeren Einkommen, wobei die Abweichungen hier jedoch asymmetrisch ausfallen. Einkommen von Paar-Haushalten ohne Kinder weisen nach der Äquivalenzgewichtung eine höhere Streuung nach oben auf als die von Paar-Haushalten mit einem Kind. So beträgt der Abstand der Grenze zum oberen Quintil bei Paar-Haushalten mit einem bzw. zwei Kindern zu Paaren ohne Kind etwa 15 Prozent, bei Paar-Haushalten mit drei Kindern ist der Abstand mit 16 Prozent geringfügig höher. Im unteren Einkommensbereich zeigen sich dagegen teilweise geringere

Differenzen. Die Grenze vom untersten zum zweiten Quintil unterscheidet sich bei Paar-Haushalten mit einem Kind nur um 7 Prozent, bei Paar-Haushalten mit zwei oder drei Kindern um 14 Prozent bzw. 11 Prozent von derjenigen bei Paaren ohne Kinder. Paare mit Kind(-ern) verbleiben damit an praktisch jedem Punkt der Verteilung und über den gesamten Beobachtungszeitraum unterhalb des Wohlstandsniveaus von Paaren ohne Kind. Der Abstand nimmt dabei mit steigendem Einkommen zu.

Beim Vergleich von Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind zu Paaren ohne Kind zeigt sich erneut die sehr ungünstige Wohlstandsposition dieses Haushaltstyps. Die Unterschiede in den Verteilungen werden besonders deutlich, wenn man beachtet, dass die 80-Prozent-Grenze für „höhere“ Äquivalenzeinkommen bei den Ein-Eltern-Haushalten durchgängig bei oder nur knapp über der 20-Prozent-Grenze für „niedrigere“ Äquivalenzeinkommen der Paare ohne Kind liegt.

ABBILDUNG 7-6 Relative Entwicklung der Äquivalenzeinkommen (1992–2015)



Anmerkungen: Angaben zum Einkommen beziehen sich auf monatliche Werte. Die Äquivalenzeinkommen werden mit Hilfe der RUB-Skala berechnet. Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

7.4 Armutsrisiken für Familien

Die bisherigen Analysen verdeutlichen, dass sich die Wohlstandspositionen von Familienhaushalten zwar nicht fundamental, aber doch etwas anders darstellen als in der einschlägigen Literatur bisher gezeigt wurde. Verwendet man zur Äquivalenzgewichtung der jeweiligen Haushaltseinkommen eine einkommensabhängige Skala, die bei niedrigen Einkommen höhere Skalenwerte annimmt als für hohe Einkommen (und die „neue“ OECD-Skala für jeden Haushaltstyp bei irgendeinem Einkommensniveau schneidet; vgl. Abschnitt 7.1), dann ergeben sich bei hohen Haushaltseinkommen tendenziell höhere Äquivalenzeinkommen als mit der einkommensunabhängigen OECD-Skala. Im Bereich niedriger Haushaltseinkommen gilt das Gegenteil: Hier fallen die ohnedies niedrigen Äquivalenzeinkommen noch geringer aus – bzw. sie werden mit der OECD-Skala aufgrund niedrigerer Skalenwerte überschätzt.

Ein Gutteil der vorliegenden Analysen zur Einkommenssituation von Familien widmet sich speziell der Messung von Armut oder Armutsrisiken für Familien und Kinder (vgl. Kapitel 2). Als Armutsrisikoquote wird dabei zumeist der Anteil der Haushalte bezeichnet, deren Äquivalenzeinkommen weniger als 60 Prozent des Median-Einkommens aller Haushalte beträgt. Am zugrunde liegenden Begriff relativer Armut oder relativer Armutsrisiken und an vielen Elementen dieses Messkonzepts wird gelegentlich Kritik geübt, vor allem weil sie recht willkürlich festgelegt sind (für eine differenzierte Diskussion vgl. etwa Hauser 2012). Zu Vergleichszwecken und um die Effekte einer abweichenden Äquivalenzgewichtung aufzuzeigen, sollen hier gleichartige Berechnungen angestellt werden. Aufgezeigt werden dabei auch die Auswirkungen einer Variation der Armuts(-risiko-)grenze. Die Äquivalenzgewichtung beeinflusst dabei nicht nur die Form der Verteilung im Bereich niedriger Einkommen (vgl. erneut Abschnitt 7.1). Sie hat auch Auswirkungen auf die Lage des Medians, der als Bezugsgröße für die 60-Prozent-Grenze verwendet wird.

Eine Kenngröße für Armutsrisiken, die konzeptionell exakt mit den vorliegenden Resultaten vergleichbar ist, kann hier nicht bestimmt werden, weil die im Rahmen dieser Studie ermittelten Äquivalenzskalen nur auf die hier erfassten Haushaltstypen bezogen werden können.⁶⁸ Bestimmen lässt sich hier somit nur der Median der Äquivalenzeinkommen für alle bisher betrachteten Haushaltskonstellationen (einschließlich der Haushalte Alleinlebender), wobei die für die Analysen ausgewählten Haushalte darüber hinaus weitere Charakteristika aufweisen müssen.⁶⁹ Ein Vergleich mit existierenden Armutsstudien auf Basis des SOEP ergibt allerdings, dass sich die über alle jeweils erfassten Haushaltstypen hinweg ermittelten Median-Äquivalenzeinkommen zumindest für den Fall einer übereinstimmenden Äquivalenzgewichtung mit der OECD-Skala trotz solcher Unterschiede in der Zusammensetzung der Stichproben nur wenig unterscheiden.⁷⁰

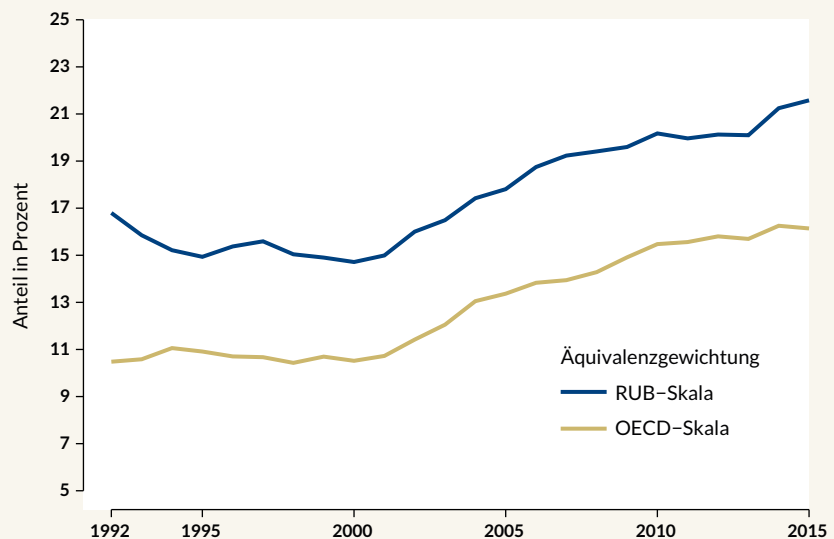
68 Die einkommensunabhängige, einfach strukturierte OECD-Skala (vgl. Abschnitt 3.2) lässt sich dagegen leicht auf jede denkbare Haushaltskonstellation und damit auf die gesamte SOEP-Population anwenden.

69 Vor allem Haushalte mit Mitgliedern im Rentenalter oder mit Rentenbezug werden ausgeschlossen (vgl. Abschnitt 6.1).

70 Zu Berechnungen für die gesamte SOEP-Population und die Jahre 1992 bis 2014 mit Hilfe der „modifizierten“ OECD-Skala vgl. Goebel und Krause (2016, S. 179). Beim direkten Vergleich der Resultate ergeben sich zwischen den relevanten Medianen für die erste Hälfte der 1990er Jahre Unterschiede von 7 Prozent bis 9 Prozent, die bis 2010 auf 3 Prozent schrumpfen und anschließend annähernd konstant bleiben. Für 2014 betragen die mit der OECD-Skala gewichteten Median-Einkommen über alle im SOEP erfassten Haushalte hinweg z. B. 1.718 Euro im Monat, für die hier betrachteten Haushaltstypen bei gleicher Äquivalenzgewichtung 1.667 Euro. Angesichts der Tatsache, dass das hier verwendete Sample in jeder Welle nur rund die Hälfte aller im SOEP erfassten Haushalte enthält (vgl. Abschnitt 6.1), sind diese Abweichungen erstaunlich gering.

Trotz abweichender Datengrundlagen können hier zu Vergleichszwecken somit Armutsrisikoquoten bestimmt werden, die sich eng an die gängige Definition anlehnen und anzeigen, wie hoch der Anteil der Haushalte ist, die über weniger als 60 Prozent des Medians der Äquivalenzeinkommen aller betrachteten Haushaltstypen verfügen. Interessant ist dabei vor allem, wie sich die Armutsrisikoquoten unterscheiden, wenn für die Äquivalenzgewichtung anstelle der auch und gerade für diese Zwecke gängigen OECD-Skala die hier ermittelte Äquivalenzskala herangezogen wird.

ABBILDUNG 7-7 Armutsrisiko (60 %-Grenze) und Äquivalenzgewichtung (1992–2015)



Anmerkung: Um fallzahlbedingte Schwankungen der Verläufe zu vermindern, werden hier für jedes Jahr gleitende Durchschnitte über die unmittelbar angrenzenden Jahre ausgewiesen.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

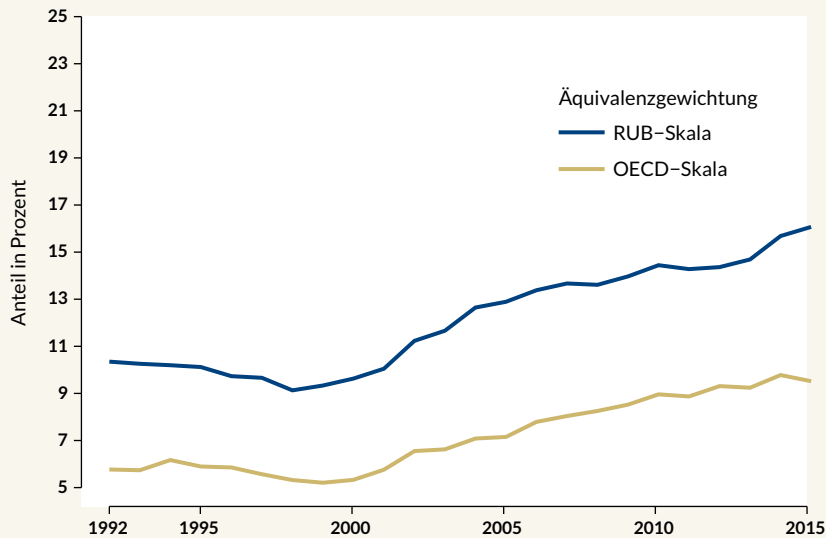
Abbildung 7-7 zeigt den Verlauf der Armutsrisikoquote für alle hier erfassten Haushalte seit Beginn der 1990er Jahre. Es zeigt sich, dass diese Quote bei Verwendung der OECD-Skala durchgängig deutlich geringer ausfällt als bei Verwendung der einkommensabhängigen RUB-Skala.⁷¹ Die Differenz nimmt im betrachteten Zeitraum leicht ab,⁷² sie beträgt im Durchschnitt aber rund 5 Prozentpunkte, das heißt rund ein Drittel des gesamten, mit der OECD-Skala gemessenen Armutsrisikos. Darüber hinaus ist zu erkennen, dass die Quote – weitgehend unabhängig von der verwendeten Äquivalenzskala – zwischen 2000 und 2010 angestiegen ist, in den Jahren danach allerdings tendenziell wieder abflacht. Unter Verwendung der

71 Dies ist sowohl auf Unterschiede in den Median-Äquivalenzeinkommen zurückzuführen, die bei Verwendung der RUB-Skala um 7 Prozent bis 20 Prozent höher liegen als bei Verwendung der OECD-Skala, als auch auf die bereits erläuterten Verschiebungen im unteren Teil der Einkommensverteilung. Der Median liegt 2015 bei 1.947 Euro, die 60-Prozent-Grenze für das Armutsrisiko bei 1.168 Euro.

72 Dies ist interessant, da sich die Median-Einkommen im gleichen Zeitraum tendenziell auseinander entwickeln (vgl. Abbildung 7-5).

hier ermittelten Äquivalenzskala haben sich Armutsrisiken in diesem Zeitraum von ungefähr 15 Prozent auf zuletzt über 20 Prozent aller betrachteten Haushalte ausgeweitet.

ABBILDUNG 7-8 Armut (50 %-Grenze) und Äquivalenzgewichtung (1992–2015)



Anmerkung: Um fallzahlbedingte Schwankungen der Verläufe zu vermindern, werden hier für jedes Jahr gleitende Durchschnitte über die unmittelbar angrenzenden Jahre ausgewiesen.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

BertelsmannStiftung

Die mittlerweile zum Standard gewordene Verwendung der Armutsrisikogrenze bei 60 Prozent des Median-Einkommens ist dabei als reine Messkonvention anzusehen und weder empirisch noch normativ fundiert. Berücksichtigt man zu Vergleichszwecken auch die in der Vergangenheit üblichere Armutsgrenze bei 50 Prozent des Median-Einkommens,⁷³ sinken die Anteile der Haushalte unterhalb der Armutsschwelle unabhängig von der verwendeten Äquivalenzskala (vgl. Abbildung 7–8).⁷⁴ Auf dieser Basis gemessene Armutsquoten liegen unter Verwendung der OECD-Skala in den 1990er Jahren bei 6 Prozent und steigen in den 2000er Jahren auf bis zu 9 Prozent, während sie auf Basis der RUB-Skala anfänglich bei 10 Prozent liegen und dann in den Bereich von 15 Prozent steigen.

73 Für 2015 liegt diese 50-Prozent-Grenze bei 973 Euro. Die Idee, Armut nicht an einer absoluten, sondern an einer relativen Armutsgrenze zu messen und diese der Einfachheit halber bei der Hälfte des jeweiligen Durchschnittseinkommens zu ziehen, lässt sich in der Literatur bis zu einem entsprechenden Vorschlag von Fuchs (1965) zurückverfolgen. Rainwater (1974) zeigt, dass dies sehr gut zu subjektiven Einschätzungen von Armut passt, die über sehr lange Zeit und für verschiedenste Personen(-gruppen) dokumentiert sind. Die Setzung einer 60-Prozent-Grenze, versehen mit dem abschwächend gemeinten Zusatz „Armutrisiko“, erfolgte in der europäischen Armutforschung später im Bemühen, angesichts der Unsicherheiten über eine sinnvolle Grenzziehung einen gewissen Sicherheitsabstand zur 50-Prozent-Grenze zu wahren. In der US-amerikanischen Forschung gilt diese Grenze weiterhin als Standard.

74 Dieser Vergleich ist vor allem unter dem Gesichtspunkt der Sensitivität der Resultate für die gewählte Armutsschwelle interessant. So wird in einer Vorstudie für den jüngsten Armutsbericht der Bundesregierung aufgezeigt, dass zeitliche Verläufe der Armutsquoten sehr sensitiv auf Verschiebungen der Armuts(-risiko-)schwelle reagieren, weshalb Vergleiche für mehrere Schwellen „zum besseren Verständnis der Zusammenhänge und verborgenen Abhängigkeiten“ (Boockmann et al. 2015, S. 34) beitragen.

Dabei ist zu erkennen, dass die Resultate auf Basis der RUB-Skala im Vergleich zu denen auf Basis der OECD-Skala etwas robuster gegenüber einem Übergang von der Armutsrisikodefinition zur schärferen Armutsdefinition ist, da die gemessenen Armuts- bzw. Armutsrisikoquoten bei einer Absenkung der relevanten Grenze weniger stark sinken.

Differenziert man bei der Berechnung von Armuts(-risiko-)quoten nach Haushaltstypen, zeigt sich, dass diese Quoten bei Verwendung der OECD-Skala im Vergleich zur hier ermittelten RUB-Skala unterschiedlich stark unterschätzt werden. In Abbildung 7-9 werden für beide Äquivalenzskalen Anteile der Haushalte jedes Typs ausgewiesen, die nach dem für alle erfassten Haushalte geltenden Median-Einkommen Armutsrisiken ausgesetzt sind (60-Prozent-Grenze; durchgezogene Linien) bzw. in Armut leben (50-Prozent-Grenze; gestrichelte Linien).⁷⁵

Für Paar-Haushalte ohne Kind sowie mit bis zu zwei Kindern ergeben sich Verläufe der Armuts(-risiko-)quoten, die – abgesehen von allgemeinen Niveauunterschieden – von der Art der Äquivalenzgewichtung relativ unabhängig sind. Die auf Basis der RUB-Skala gemessenen Quoten liegen für Paare ohne Kind sowie für Paarhaushalte mit bis zu zwei Kindern im Durchschnitt zwischen 3 und 4 Prozentpunkten über den Quoten auf Basis der OECD-Skala, weitgehend unabhängig davon, welche Armuts(-risiko-)grenze zugrunde gelegt wird.

Paar-Haushalte mit drei Kindern sind der einzige Haushaltstyp, bei dem die mit Hilfe der OECD-Skala berechneten Armutsrisikoquoten höher ausfallen als die mit der RUB-Skala ermittelten Werte.⁷⁶ Dabei machen sich zwei Effekte bemerkbar. Zum einen fallen die Skalengewichte für dritte Kinder in der RUB-Skala generell gering aus. Wegen unplausibel niedriger Werte, die nicht zuletzt auf niedrige Fallzahlen zurückzuführen sein dürften (vgl. Abschnitt 5.4), werden sie hier für sehr niedrige Einkommen hilfsweise sogar durch Skalenergebnisse für Paar-Haushalte mit zwei Kindern ersetzt. Dies dürfte bedeuten, dass angemessene Skalenergebnisse für Paare mit drei Kindern unterschätzt und ihre Äquivalenzeinkommen somit überschätzt werden. Zum anderen kommt die OECD-Skala – durch Addition konstanter Skalengewichte für jedes weitere Kind – für diesen Haushaltstyp allerdings zu relativ hohen Skalenergebnissen, die von der hier ermittelten, einkommensabhängigen Skala schon bei recht niedrigen Einkommen unterschritten werden (vgl. Abschnitt 7.1). Interessanterweise reagieren die Armuts(-risiko-)quoten für diesen Haushaltstyp sehr sensitiv auf den Übergang von der 60-Prozent- zur 50-Prozent-Grenze.⁷⁷ Bei Verwendung der 50-Prozent-Grenze fallen OECD- und RUB-Skalen-basierte Quoten nahezu zusammen.

Über alle bisher betrachteten Haushaltstypen hinweg ergibt die Höhe der Armuts(-risiko-)quoten in Abbildung 7-9 ein deutliches Bild: Mit der Anzahl der

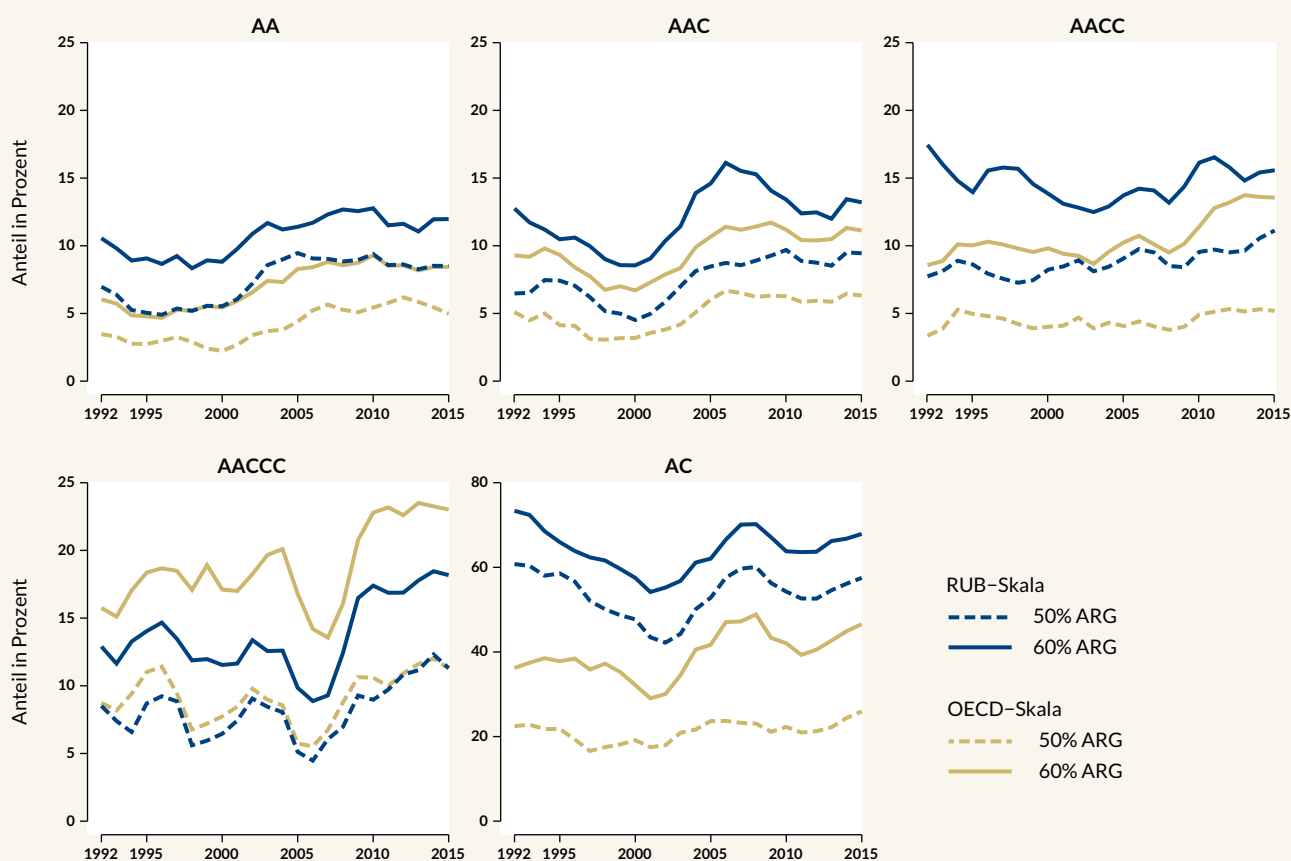
75 Haushaltsnettoeinkommen, die der jeweiligen Armuts(-risiko-)grenze entsprechen, differieren nach Haushaltstypen. Für das Jahr 2015 entspricht die 60-Prozent-Grenze (in Klammern: 50-Prozent-Grenze) bei Paaren ohne Kinder 1.706 Euro (1.499 Euro), bei Paaren mit einem Kind 1.869 Euro (1.655 Euro), bei Paaren mit zwei Kindern 2.184 Euro (1.947 Euro), bei Paaren mit drei Kindern 2.220 Euro (1.986 Euro) und bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind 1.647 Euro (1.460 Euro).

76 Vor dem Hintergrund geringer Fallzahlen im SOEP müssen genaue Zahlen wie auch die Variation der Quoten im Zeitablauf bei diesem Haushaltstyp hier mit Vorsicht betrachtet werden. Nach der Aufstockung der SOEP-Daten mit dem FID-Sample sind allerdings gerade die ungünstigen Resultate am aktuellen Rand als verlässlicher einzustufen als diejenigen für die vorangegangenen Jahre.

77 Grund dafür ist, dass der Modalwert („Gipfel“) der Einkommensverteilung bei diesem Haushaltstyp sehr nahe an den jeweiligen Armuts Grenzen liegt.

Kinder im Haushalt steigen diese Quoten an, und zwar im Mittel jeweils um ungefähr 2 Prozentpunkte je Kind. Zugleich tritt hervor, dass sich die Verläufe der Quoten bei einer nach Haushaltstypen differenzierten Betrachtung unterscheiden. Bei Paar-Haushalten ohne Kind sowie mit einem Kind fallen sie – auch im Vergleich zur gesamten, hier erfassten Population (vgl. Abbildung 7-7 und Abbildung 7-8)⁷⁸ – durchgängig eher niedrig aus. Bei Paar-Haushalten mit zwei Kindern erweisen sie sich phasenweise – nämlich vor allem vor 2000 –, bei Paar-Haushalten mit drei Kindern durchgängig als recht hoch. Schließlich zeigt sich, dass die Verläufe bei Verwendung der Armutsgrenze bei 50 Prozent des Median-Äquivalenzeinkommens weniger stark schwanken als bei Verwendung der Armutsrisikogrenze bei 60 Prozent. Dies legt nahe, dass der Anteil der Haushalte und Personen in verschärfter Armut konstanter ist als der Anteil im meist bevorzugt betrachteten Armutsrisiko.

ABBILDUNG 7-9 Armutsrisiko und Äquivalenzgewichtung nach Haushaltstypen und Armutsrisikogrenze (ARG; 1992-2015)



Anmerkungen: Um fallzahlbedingte Schwankungen der Verläufe zu vermindern, werden hier für jedes Jahr gleitende Durchschnitte über die unmittelbar angrenzenden Jahre ausgewiesen. Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

78 Niveau und Verlauf der Armuts(-risiko-)quoten der hier betrachteten Gesamtpopulation werden auch von einem hohen Anteil Alleinlebender bestimmt. Diese stellen eine sehr heterogene Gruppe dar, die insgesamt stark von Armut bzw. Armutsrisiken betroffen ist. Im Zeitablauf erhöhen sich die Quoten für diese Gruppe – auf höherem Niveau – ähnlich kontinuierlich wie für Paare ohne Kinder.

Bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind sind die Abweichungen zwischen Resultaten auf Basis der beiden Äquivalenzskalen am ausgeprägtesten. Enorm hoch ist außerdem das Niveau der Quoten – schon auf Basis der OECD-Skala und weit mehr noch auf Basis der RUB-Skala: Bei Verwendung der OECD-Skala ergeben sich für diesen Haushaltstyp über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg Armutsrisikoquoten, die um 40 Prozent schwanken, während die Armutsquoten um 20 Prozent schwanken; bei Verwendung der RUB-Skala schwanken die Armutsrisikoquoten um 65 Prozent und die Armutsquoten um 55 Prozent.⁷⁹

Festhalten lässt sich in jedem Fall, dass Berechnungen auf Basis der OECD-Skala die Verbreitung von Armutsrisiken und Armut im Vergleich zur einkommensabhängigen Äquivalenzskala, die in dieser Studie ermittelt wurde, generell unterschätzen und dabei auch die Struktur der Betroffenen nach Haushaltstypen verzerren. Dies gilt vor allem für die spezifische Betroffenheit von Armutsrisiken und Armut einiger der hier betrachteten Familientypen und zwar in besonderem Maße für Ein-Eltern-Haushalte. Speziell für Zwecke der Armutsmessung erscheint die Verwendung einkommensabhängiger Äquivalenzskalen somit als dringend geboten.

⁷⁹ Bezüglich der genauen Werte und ihrer Schwankungen im Zeitablauf gilt hier dasselbe, was vorher für Paar-Haushalte mit drei Kindern gesagt wurde (vgl. Fußnote 76).

8 Einflüsse von Familienpolitik und Erwerbsverhalten

Die detaillierten Analysen der Einkommenssituation von Familien und ihrer Entwicklung im Zeitablauf (vgl. Kapitel 7) zeigen einerseits gewisse Nachteile für Familien und besonders für bestimmte Familientypen auf. Andererseits deuten sie für die Zeit seit den frühen 1990er Jahren insgesamt weder auf eine erkennbare Verschlechterung noch auf eine erkennbare Verbesserung der relativen Wohlstandspositionen der hier betrachteten Haushaltstypen mit Kindern hin. So liegen die Äquivalenzeinkommen von Paaren mit Kind(-ern) bei allen betrachteten Verteilungsparametern unterhalb derer von Paaren ohne Kinder. Die Abstände nehmen dabei mit der Kinderzahl und vor allem mit steigendem Einkommen tendenziell zu. Bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind sind die Abstände sogar noch weit größer (vgl. Abschnitt 7.3). Auch die Armutsrisiken steigen tendenziell mit der Anzahl der Kinder im Haushalt an. Sie erweisen sich bei Paaren mit zwei und mehr Kindern mindestens phasenweise als groß, bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind sind sie durchgängig enorm hoch (vgl. Abschnitt 7.4). Dagegen lässt sich nicht feststellen, dass die Einkommens- und Wohlstandsverteilungen mit der Zeit zuungunsten von Familien auseinanderdriften oder dass Armutsrisiken für Familien überdurchschnittlich gestiegen sind.

Wie lassen sich die relative Stabilität der Wohlstandspositionen von Familien im Allgemeinen (vgl. Abschnitte 7.2 und 7.3), aber auch manche der im vorangegangenen Kapitel im Einzelnen sichtbar gewordenen Entwicklungen erklären? Von einer Vielzahl unterschiedlicher Faktoren, die dazu herangezogen werden können, beleuchtet die vorliegende Studie abschließend zwei Aspekte, die die Einkommenssituation von Familien am unmittelbarsten beeinflusst haben dürften. Betrachtet werden zum einen Maßnahmen der Familienpolitik, die – eingebettet in sonstige sozialpolitische und steuerliche Rahmenbedingungen – in den letzten Jahren Einfluss auf die Situation von Familienhaushalten genommen haben (Abschnitt 8.1), zum anderen das Erwerbsverhalten, mit dem die Haushalte ihr Einkommen und ihren Wohlstand unter den jeweiligen Rahmenbedingungen maßgeblich selbst bestimmen (Abschnitt 8.2).

8.1 Familienpolitische Instrumente

In den hier bisher vorgenommenen Analysen werden – mindestens implizit – zahlreiche Details der politisch gesetzten Rahmenbedingungen für die Einkommenssituation von Familien berücksichtigt, einschließlich gezielter Eingriffe durch familienpolitische Instrumente. Ausgangspunkt der Berechnungen zur Wohlstandsposition der Haushalte ist jeweils ihr *Nettoeinkommen*. Damit werden direk-

te Steuern, Sozialversicherungsbeiträge und finanzielle Transfers voll erfasst, einschließlich ihrer unterschiedlichen Effekte für verschiedene Haushaltstypen sowie ihrer Veränderungen im Zeitablauf. Grundlage der Schätzungen zu den Äquivalenzgewichten für Haushalte verschiedenen Typs sind deren laufende Ausgaben, so dass prinzipiell selbst Effekte indirekter Steuern einbezogen sind, deren Bedeutung in den letzten Jahrzehnten gestiegen ist. Staatliche Transfers in Form von Sachleistungen können das Ausgabenverhalten ebenfalls beeinflussen. In der speziellen Form subventionierter Angebote zur Kindertagesbetreuung wirken sie sich außerdem auf die Möglichkeiten von Familienhaushalten zur Einkommenserzielung aus. Ausgehend von den zuvor verwendeten Einkommens- und Ausgabendaten ist es nicht möglich – und eigentlich auch nicht nötig –, alle potenziell relevanten Elemente des Steuer- und Transfersystems im Einzelnen zu betrachten und ihre Einflüsse zu isolieren. Für die betroffenen Familien ist letztlich der Gesamteffekt von Bedeutung. Für die Zwecke dieser Studie ist allerdings von Interesse, wie sich die wichtigsten familienpolitischen Instrumente im Beobachtungszeitraum für die empirischen Analysen entwickelt haben, um ihren potentiellen Einfluss auf die Wohlstandposition der Familien einschätzen zu können.

An erster Stelle ist dabei das Kindergeld zu nennen (vgl. Abbildung 8-1, Panel a), das seit 1996 im Rahmen eines sogenannten „Optionsmodells“ gewährt wird, solange einkommensteuerliche Kinderfreibeträge keine noch höheren Effekte für das Haushaltsnettoeinkommen haben. Mit zunehmendem Einkommen übernimmt das Kindergeld seither aber immer mehr die Funktion solcher Freibeträge (vgl. Ott et al. 2012, v.a. S. 126–136). Vor 1996 wurden Kindergeld und Kinderfreibeträge dagegen getrennt voneinander und im Regelfall beide gewährt. Das Kindergeld war damals ab dem zweiten Kind negativ einkommensabhängig und wurde mit steigendem Einkommen vom jeweiligen Höchstbetrag auf „Sockelbeträge“ in Höhe des Kindergelds für erste Kinder gekürzt. Seit 1996 besteht es in festen Beträgen für jedes berücksichtigte Kind, deren „Förderanteil“ aber weiterhin mit dem Einkommen abnimmt, wenn man die jeweils fällige Steuerminderung abzieht. Außerdem variiert das Kindergeld traditionell mit der Ordnungszahl des jeweiligen Kindes, und zwar Anfang der 1990er Jahre in vier Stufen, zwischenzeitlich in nur zwei Stufen und zuletzt wieder in drei Stufen. Die Nominalbeträge des Kindergelds werden typischerweise nur in mehrjährigen Abständen angepasst, so dass sie inflationsbereinigt zwischenzeitlich immer wieder einer gewissen Degression unterliegen.

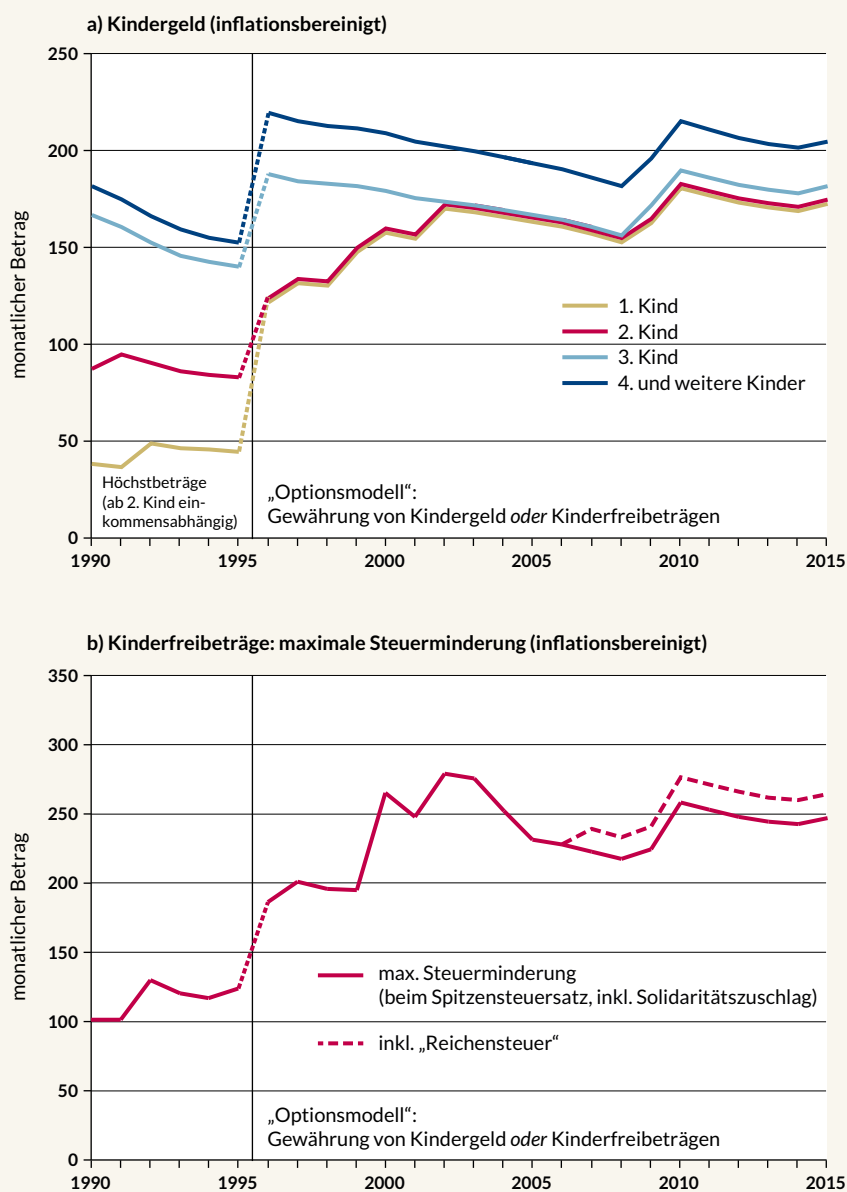
Kinderfreibeträge sollen sicherstellen, dass das Existenzminimum jedes Kindes von der Einkommensbesteuerung befreit ist. Sie entfalten ihre Wirkungen im Zusammenhang mit dem jeweiligen Steuertarif. Dabei führen sie zunächst zu einer Verminderung des steuerpflichtigen Einkommens um Beträge, die im Beobachtungszeitraum überwiegend ebenfalls nicht regelmäßig angepasst wurden und seit den 1980er Jahren nicht mehr nach der Ordnungszahl der berücksichtigten Kinder differieren. Die daraus jeweils resultierende Steuerminderung hängt vom persönlichen Grenzsteuersatz ab und steigt im Zuge der Steuerprogression mit dem zu versteuernden Einkommen an. Die maximalen Wirkungen ergeben sich jeweils beim Spitzensteuersatz. Die Verläufe der maximalen Steuerminderungen (vgl. Abbildung 8-1, Panel b) reflektieren damit zum einen die Höhe einkommensteuerlicher Kinderfreibeträge, zum anderen die Höhe der Spitzensteuersätze.⁸⁰

80 Sichtbar werden in der Abbildung zudem die Effekte der Inflationsbereinigung, die bei ansonsten unveränderten Gegebenheiten im Zeitablauf immer wieder zu einer gewissen Degression führt.

Größere Änderungen ergeben sich dabei aus deutlichen Anhebungen der Kinderfreibeträge beim Übergang zum „Optionsmodell“ im Jahr 1996 sowie nochmals im Jahr 2000, die auf Urteile des Bundesverfassungsgerichts zur Bestimmung des einkommensteuerlichen Existenzminimums von Kindern zurückgingen, sowie aus Senkungen der Spitzensteuersätze im Zuge mehrerer Einkommensteuer-Reformen in den Jahren 1998 bis 2005.

ABBILDUNG 8-1 Kindergeld und Kinderfreibeträge lt. EStG (1990–2015)

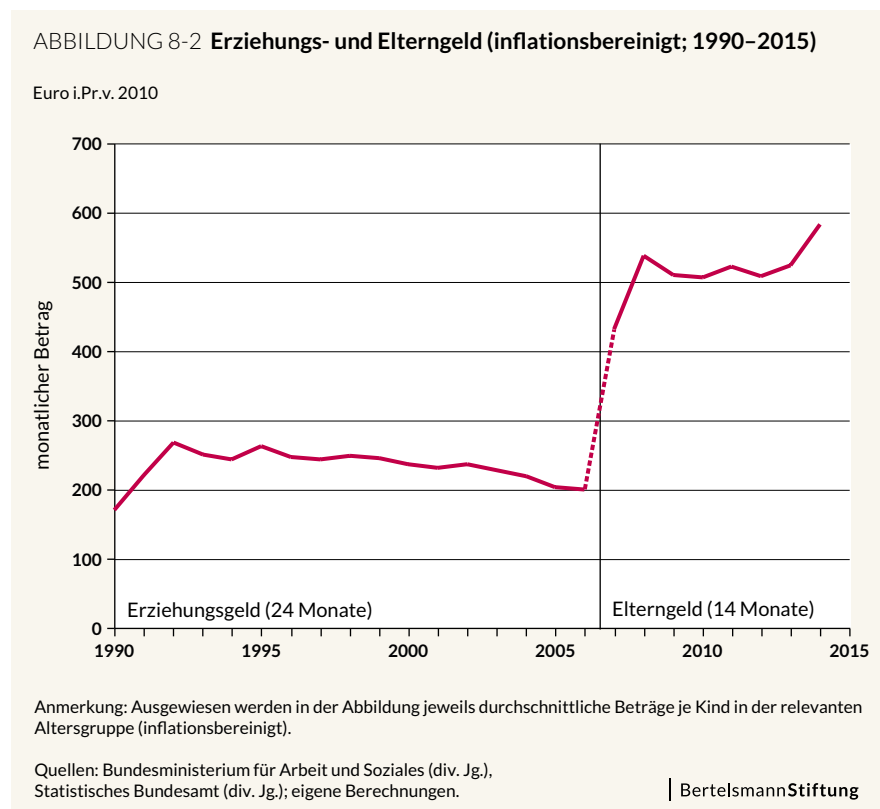
Euro i.Pr.v. 2010



Quellen: Hauser und Becker (2001; 2004),
Bundesministerium der Finanzen (2016); eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Die Gesamteffekte von Kindergeld und Kinderfreibeträgen sind seit Anfang der 1990er Jahre für dritte und vierte Kinder bei der Mehrzahl der betreffenden Familien effektiv weitgehend konstant geblieben, während sie sich für erste und auch für zweite Kinder tendenziell erhöht haben. Etwas anders liegen die Dinge zum einen für Familien mit sehr hohen Einkommen. Bei ihnen führte die verfassungsrechtlich gebotene Erhöhung der Kinderfreibeträge in Verbindung mit hohen Spitzensteuersätzen ab 2000 für alle Kinder zu stärkeren Effekten für das Haushaltsnettoeinkommen, die anschließend allerdings tendenziell wieder zurückgingen. Zu beachten ist zum anderen, dass alle Änderungen von Kindergeld und einkommensteuerlichen Freibeträgen für Familien mit sehr niedrigen Einkommen immateriell waren, weil diese ohnedies keine Steuern zahlen. Zudem wird das Kindergeld jeweils voll auf existenzsichernde Sozialleistungen angerechnet, deren Sätze für Kinder die Beträge des Kindergelds stets überstiegen (vgl. erneut Ott et al. 2012, S. 131f.).



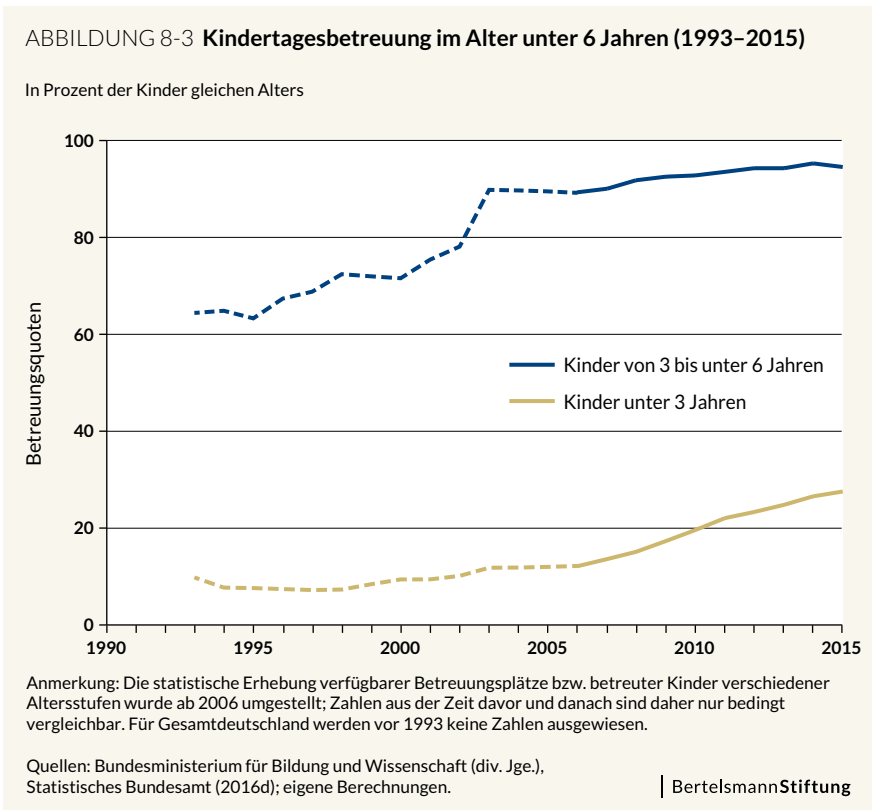
Zu den zentralen finanziellen Instrumenten der Familienpolitik gehören auch das Erziehungsgeld bzw. das Elterngeld, das Eltern nach der Geburt eines Kindes in einer frühen Phase beziehen können, in der das Kind typischerweise besonders intensiver Betreuung bedarf (vgl. Abbildung 8–2). Das bis 2006 gewährte Erziehungsgeld war negativ einkommensabhängig (mit relativ hohen Einkommensgrenzen während der ersten 6 Lebensmonate und deutlich niedrigeren Einkommensgrenzen während der nachfolgenden Lebensmonate eines Kindes). Es wurde Anfang der 1990er Jahre bis zu 18 Monate, ab 1993 bis zu 24 Monate gewährt und bestand aus einem fixen, monatlichen Maximalbetrag, der bis 2006 prak-

tisch unverändert blieb, so dass er inflationsbereinigt kontinuierlich sank. Das seit 2007 anstelle des Erziehungsgelds gewährte Elterngeld ist dagegen positiv einkommensabhängig, da es – oberhalb eines Sockelbetrages in Höhe des früheren Erziehungsgelds – als Ersatzleistung für das betreuungsbedingt ausfallende oder reduzierte Nettoerwerbseinkommen eines Elternteils konzipiert ist. Die Ersatzrate sinkt mit steigendem Einkommen (von 100 Prozent auf 65 Prozent), und die Leistung ist auf maximal 1.800 Euro monatlich gedeckelt. Die Laufzeit beträgt bis zu 14 Monate, wenn davon mindestens zwei Monate vom anderen Elternteil in Anspruch genommen werden, sonst beträgt sie 12 Monate.

Da die öffentlich zugänglichen Datenreihen des Statistischen Bundesamts zur Zahl der Bezieher von Erziehungs- oder Elterngeld lückenhaft sind, werden in der Abbildung Beträge je Kind in der relevanten Altersgruppe (unter 24 bzw. unter 14 Monaten) angegeben. Deren zeitlicher Verlauf ist nicht nur von der hier beschriebenen Ausgestaltung, sondern auch von der tatsächlichen Nutzung dieser Leistung beeinflusst. Die Resultate geben gleichwohl eine Vorstellung davon, dass sich die Effekte für das Haushaltsnettoeinkommen von Familien mit kleinen Kindern im Kontext der Reform von 2007 erhöht haben, auch wenn die Laufzeit dabei verkürzt wurde. Dies gilt insbesondere für Familien mit höheren Einkommen: Vor allem wenn die Betreuungsperson ein hohes Einkommen erzielte, konnten diese zuvor maximal 6 Monate Erziehungsgeld erhalten, fallweise erhielten sie sogar gar keines. Für Familien mit niedrigen Einkommen bedeutete die Verkürzung der Laufzeit dagegen einen Nachteil.

Die Verkürzung der Laufzeit des Elterngelds gegenüber dem Erziehungsgeld war verbunden mit der Vorstellung, dass betreuende Elternteile von Kleinkindern ihre Erwerbstätigkeit früher wieder aufnehmen oder ausweiten sollten als zuvor. Außerdem sollte den Kindern früh eine familienergänzende, Bildung und Teilhabe fördernde Umgebung angeboten werden. Parallel dazu wurden daher familienpolitische Sachleistungen in Form staatlich geförderter Plätze zur Kindertagesbetreuung für Kinder im Alter unter drei Jahren gezielt ausgebaut (vgl. Abbildung 8-3). Seit 2013 gilt ein gesetzlicher Anspruch auf einen solchen Platz für Kinder ab Vollendung des ersten Lebensjahrs, der von einer wachsenden Zahl von Eltern, allerdings immer noch nicht von allen in Anspruch genommen wird. Zuvor waren in den 1990er Jahren schon die Betreuungsplätze für Kinder von drei bis unter sechs Jahren (bzw. bis zur Einschulung) ausgebaut worden. Für Kinder dieser Altersgruppe gilt auch bereits seit 1996 ein gesetzlicher Anspruch (zumindest auf einen Halbtages-Betreuungsplatz), der mittlerweile annähernd voll genutzt wird. Mit Hilfe existierender Daten lässt sich – unter anderem wegen mehrfach wechselnder Altersabgrenzungen – kein klares Bild von Betreuungsangeboten für Kinder im Schulalter geben, die von der Politik, zumindest im Vergleich zu kleineren Kindern, bislang vernachlässigt wurden.

Zu den gesetzlich bestimmten Rahmenbedingungen, die die Einkommenssituation zumindest einiger der in dieser Studie betrachteten Familien beeinflussen, gehören ferner die kinderbezogenen Komponenten existenzsichernder Sozialleistungen (Abbildung 8-4). Dies sind vor allem die Regelsätze für Kinder im Rahmen der bis 2004 gewährten Sozialhilfe nach dem Bundessozialhilfegesetz bzw. die Regelbedarfe von Kindern im Rahmen der 2005 an ihre Stelle getretenen Leistungen nach dem SGB II (Sozialgeld für nicht-erwerbsfähige Mitglieder der Bedarfsgemeinschaft im Rahmen der „Grundsicherung für Arbeitsuchende“) oder

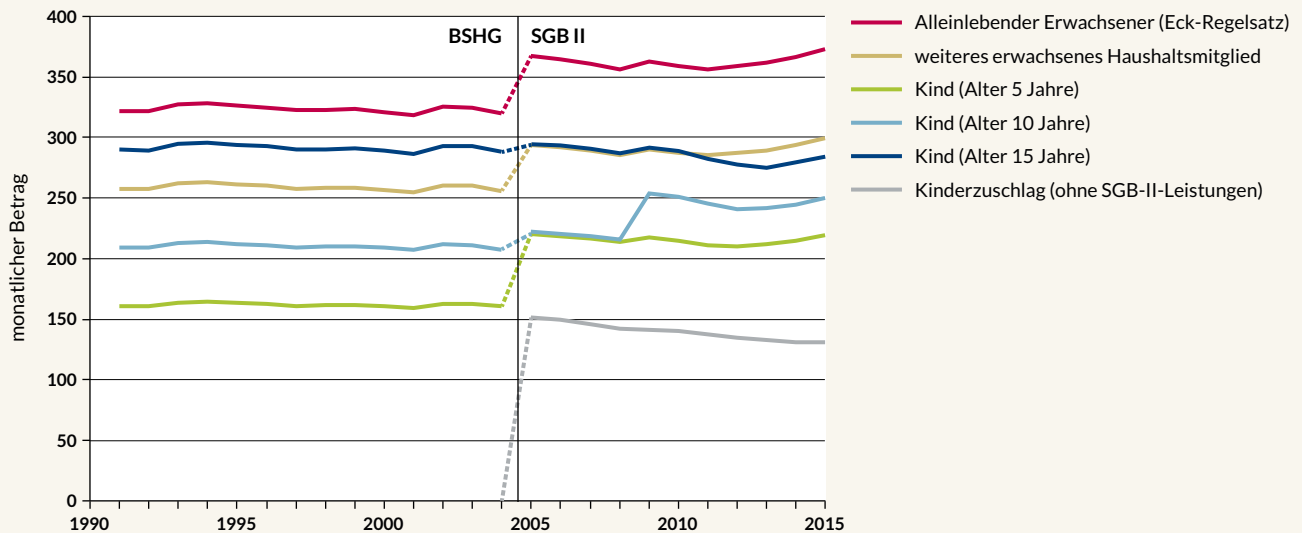


SGB XII („3. Kapitel: Hilfe zum Lebensunterhalt“). Die Altersstruktur, nach der Leistungen für Kinder gemäß diesen Regelungen differenziert werden, hat sich im Lauf der Zeit mehrfach leicht verändert. Außerdem hat sich die Höhe der Leistungen, die dem sozialrechtlichen Existenzminimum eines Kindes im Haushaltskontext (das heißt unter Berücksichtigung von Haushaltsersparnissen) entsprechen sollen, im Zuge der Reform erhöht. Im Gegenzug dazu sind allerdings „einmalige Leistungen“ für unregelmäßig erforderliche Anschaffungen entfallen, die die Bezahler nun aus den laufenden Regelleistungen decken sollen. Der Nettoeffekt beider Änderungen ist unklar. Da diese Leistungen regelmäßig an steigende Lebenshaltungskosten angepasst werden, sind sie ansonsten im Zeitablauf annähernd konstant geblieben. Für Ein-Eltern-Haushalte werden vor wie nach der Reform in pauschaler Form bestimmte Mehr-Bedarfe gewährt. Neu ist, dass seit der Reform von 2005 auch der sogenannte „Kinderzuschlag“ gewährt wird, der für Familien im Übergang von der Grundsicherung zu niedrigen, aber bedarfsdeckenden Einkommen zusätzliche Leistungen vorsieht, die mit weiter steigendem Einkommen aber sehr rasch wieder abgeschmolzen werden.

Veränderungen der allgemeinen, steuerlichen Rahmenbedingungen, die auch Familien betreffen, wurden bereits im Kontext der Wirkungen der einkommensteuerlichen Kinderfreibeträge angesprochen. Seit Anfang der 1990er Jahre erfolgten zahlreiche Reformen des Einkommensteuer-Tarifs. Der Grundfreibetrag wurde 1996 – zeitgleich mit der Einführung des „Optionsmodells“ für Kindergeld und Kinderfreibeträge – deutlich angehoben; ansonsten blieb er inflationsbereinigt weitestgehend konstant. Dafür variierten jedoch die Eingangssteuersätze, die vor allem die Besteuerung niedriger Einkommen regeln (zwischen 19 Prozent Anfang

ABBILDUNG 8-4 Grundsicherung nach BSHG und SGB II (inflationbereinigt; 1991–2015)

Euro i.Pr.v. 2010



Quellen: Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik (2010), Bundesministerium für Arbeit und Soziales (div. Pressemitteilungen); eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

der 1990er Jahre, 25,9 Prozent von 1996 bis 1998 und nur noch 14 Prozent in den Jahren ab 2009). Gleichzeitig wurde die Steuerprogression für Haushalte mit höheren Einkommen durch mehrere Senkungen des Spitzensteuersatzes tendenziell reduziert, durch eine massive „kalte Progression“ aber wieder verschärft. So belief sich der (Grenz-)Steuersatz auf Einkommen ab der sogenannten oberen Proportionalzone 1990 auf 53 Prozent, 1995 bis 1997 auf 57 Prozent, seit 2005 nur noch auf 44,3 Prozent. Der Beginn dieser oberen Proportionalzone lag 1990 hingegen inflationbereinigt (in Preisen von 2010) bei einem zu versteuernden Jahreseinkommen von gut 91.000 Euro, 2015 schon bei knapp 50.000 Euro.⁸¹

Neben den Kinderfreibeträgen gibt es außerdem spezielle einkommensteuerliche Freibeträge für Ein-Eltern-Haushalte – bis 2003: Haushaltsfreibetrag, seit 2004: Entlastungsbetrag für Alleinerziehende –, die im Zuge der Umbenennung deutlich verringert wurden.⁸² Inflationbereinigt sind sie ebenfalls tendenziell gesunken und wurden erst 2015 wieder etwas angehoben. Hinzuweisen ist hier schließlich noch auf die Mehrwertsteuer, die die Konsumausgaben privater Haushalte (mit Ausnahme vor allem von Mieten) belastet. Deren Normalsatz lag 1990 bei

81 Seit 2007 gibt es eine zweite obere Proportionalzone mit einem erhöhtem Spitzensteuersatz („Reichensteuer“) von 47,5 Prozent (inkl. Solidaritätszuschlag), der allerdings erst bei zu versteuernden Jahreseinkommen von mehr als 250.000 Euro zur Anwendung kommt (die in Preisen von 2010 zunächst über 260.000 Euro entsprachen, bis 2015 allerdings auf 235.000 Euro gesunken sind). – Quelle all dieser Angaben sind Informationen des Bundesministeriums der Finanzen (2016) sowie eigene Berechnungen.

82 Grund dafür war einmal mehr eine Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts. In der Tatsache, dass ein Paar aus zwei Personen mit Alleinerziehenden-Status diese Freibeträge (sogar zweimal) in Anspruch nehmen kann, solange es nicht heiratet, hatte das Gericht eine verfassungswidrige Benachteiligung Verheirateter (ökonomisch gedeutet: einen Fehlanreiz, der einer Eheschließung entgegensteht) erkannt.

14 Prozent und wurde bis 2007 in mehreren Schritten auf 19 Prozent erhöht. Der ermäßigte Satz für Lebensmittel und einige andere Güter des täglichen Bedarfs blieb dagegen durchgängig unverändert bei 7 Prozent. Erhöht haben sich im Beobachtungszeitraum aber auch andere Verbrauchsteuern mit großer Breitenwirkung, insbesondere durch die Einführung der Stromsteuer 1999 („Öko-Steuer“), die Umgestaltung von Kfz-Steuer und Mineralölsteuer 2006 und die Fortführung letzterer als allgemeine Energiesteuer, sowie die im Jahr 2000 eingeführte Umlage auf den Strompreis nach dem Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG).

Nimmt man alle diese Instrumente und Regelungen zusammen, haben sich die Wirkungen kinderbezogener staatlicher Maßnahmen für das jeweilige Haushaltsnettoeinkommen im Beobachtungszeitraum für die Mehrzahl der Familien inflationsbereinigt nur wenig verändert oder tendenziell bestenfalls leicht erhöht. Ausnahmen davon gelten zum einen für die Verfügbarkeit staatlich geförderter Kindertagesbetreuung, zum anderen für einige Untergruppen von Familien, differenziert nach Kinderzahl, Alter der Kinder oder Einkommensschichten. Gleichzeitig haben sich aber auch allgemeine Abgaben erhöht, die Familien – etwa wegen ihrer Verbrauchsstruktur – im Durchschnitt stärker treffen als Haushalte ohne Kinder und die in den hier angestellten Berechnungen zur Höhe und Verteilung äquivalenzgewichteter Haushaltseinkommen implizit miterfasst sind.⁸³

Die wichtigsten Instrumente der deutschen Familienpolitik sind in den vergangenen Jahren detaillierten Wirkungsanalysen unterzogen worden, deren Resultate auch für die hier vorgenommenen Auswertungen von Interesse sind.⁸⁴ Untersucht wurden dabei unter anderem Effekte für die finanzielle Situation von Familien sowie für das Erwerbsverhalten der Eltern, speziell der Mütter. Dabei wurden durchaus einige Wirkungen festgestellt, die sich den hier betrachteten Instrumenten kausal zurechnen lassen. Diese sind jedoch insgesamt nicht stark und weisen überdies in unterschiedliche Richtungen (vgl. Böhmer et al. 2014, S. 128f., 146, 230f. sowie 245, mit Verweisen auf die einschlägigen Einzelstudien). So hat die einkommensunabhängige Gewährung eines erhöhten Kindergeldes ab 1996 die Einkommenssituation vieler Familien – mit gewissen Differenzierungen nach Familientypen und Höhe des Einkommens – tendenziell verbessert. Gleichzeitig wurden für dieses Instrument allerdings auch negative Effekte für den Erwerbsumfang (hingegen nicht für die Erwerbsbeteiligung) der betroffenen Mütter nachgewiesen, was die Auswirkungen auf das Haushaltseinkommen dämpft. Der Übergang vom Erziehungs- zum Elterngeld hat die Erwerbsbeteiligung von Müttern im ersten Lebensjahr eines Kindes ebenfalls vermindert, dürfte zugleich aber dazu beigetragen haben, dass die betroffenen Frauen anschließend rascher und mit größerem Erwerbsumfang in den Arbeitsmarkt zurückgekehrt sind als zuvor.⁸⁵ Auch der Ausbau der Kindertagesbetreuung hat die Erwerbsbeteiligung

83 Da der Sparanteil am Einkommen bei Haushalten mit Kindern geringer ist als bei anderen Haushalten (vgl. die Abschnitte 4.1b) und 4.2), sind sie mehr von den Verbrauchsteuern betroffen.

84 Dies gilt vor allem für die empirischen („ex-post“-)Wirkungsanalysen, die im Rahmen dieser sogenannten „Gesamtevaluation familienpolitischer Maßnahmen“ angestellt wurden (vgl. Böhmer et al. 2014, insbesondere Kap. 8), weniger für die in diesem Rahmen gleichfalls entstandenen Simulationsstudien, die Kenntnisse über Richtung und Stärke der relevanten Effekte bereits voraussetzen und diese lediglich auf die genaue Ausgestaltung der jeweils betrachteten Instrumente anwenden.

85 Für eine (ex-post-)Wirkungsstudie zu diesem Instrument, die außerhalb der Gesamtevaluation entstanden ist, vgl. Kluge und Tamm (2013).

und den Erwerbsumfang von Müttern, vor allem von Kindern im Vorschulalter, nachweisbar erhöht, in diesem Fall mit tendenziell günstigen Rückwirkungen auf die Einkommenssituation der Familien.⁸⁶

In den Ergebnissen der hier angestellten Berechnungen zur Verteilung von Wohlstandspositionen der betrachteten Haushaltstypen (vgl. Kapitel 7) finden sich vor diesem Hintergrund effektiv nur einige Spuren aller zuvor genannten Veränderungen. So wirkte sich die Anhebung der einkommensteuerlichen Kinderfreibeträge in den Jahren 1996 bis 2000 vor allem bei Familien mit höheren Einkommen aus. Am unteren Ende der Einkommensverteilung sind steuerliche Regelungen dagegen typischerweise unwirksam. Parallel zur Anhebung der Freibeträge zeigen sich bei Paaren mit einem Kind und mit drei Kindern daher temporär entsprechende Anstiege der 80-Prozent-Perzentilgrenze der Äquivalenzeinkommen – absolut und auch relativ zu den Paaren ohne Kinder. Entsprechende Effekte beim Median-Äquivalenzeinkommen und bei der 20-Prozent-Perzentilgrenze sind weit weniger ausgeprägt bzw. entfallen ganz (siehe Abbildung 7-6). Effekte der Entwicklung des Kindergelds, die sich vor allem bei Paaren mit einem Kind oder zwei Kindern mit mittleren Einkommen und in der Zeit bis 2002 bemerkbar machen könnten, lassen sich dagegen gar nicht erkennen.⁸⁷ Wollte man überprüfen, welche Effekte der Übergang vom Erziehungsgeld zum Elterngeld hatte, müsste man die Betrachtung auf Familien mit Kleinkindern entsprechenden Alters beschränken. Dies stößt bei allen Familientypen auf gravierende Fallzahlprobleme. Sichtbar werden in den bisherigen Berechnungen dagegen auch die ungünstigen Effekte der Änderungen der speziellen, einkommensteuerlichen Regelungen für Ein-Eltern-Haushalte im Zeitraum 2001 bis 2004 – wiederum vor allem bei der 80-Prozent-Perzentilgrenze und beim Median der Äquivalenzeinkommen. Auswirkungen des Ausbaus der Kindertagesbetreuung⁸⁸ auf Einkommen und Wohlstand der Familien lassen sich erst im Zusammenhang mit der Entwicklung der Erwerbsbeteiligung in Familienhaushalten betrachten.

8.2 Erwerbsverhalten

Zum Erwerbsverhalten der in dieser Studie betrachteten Haushalte bietet das SOEP detailliertes Datenmaterial. Untersucht man zunächst die Erwerbssituation von Paaren auf Haushaltsebene nach Haushaltstypen, ist zu erkennen, dass tendenziell alle Haushaltstypen mit Kind ihre Erwerbsbeteiligung im Beobachtungszeitraum erkennbar ausgeweitet haben (vgl. Abbildung 8-5).⁸⁹ So ist der Anteil der Haushalte, in denen eine erwachsene Person Vollzeit und die zweite Person

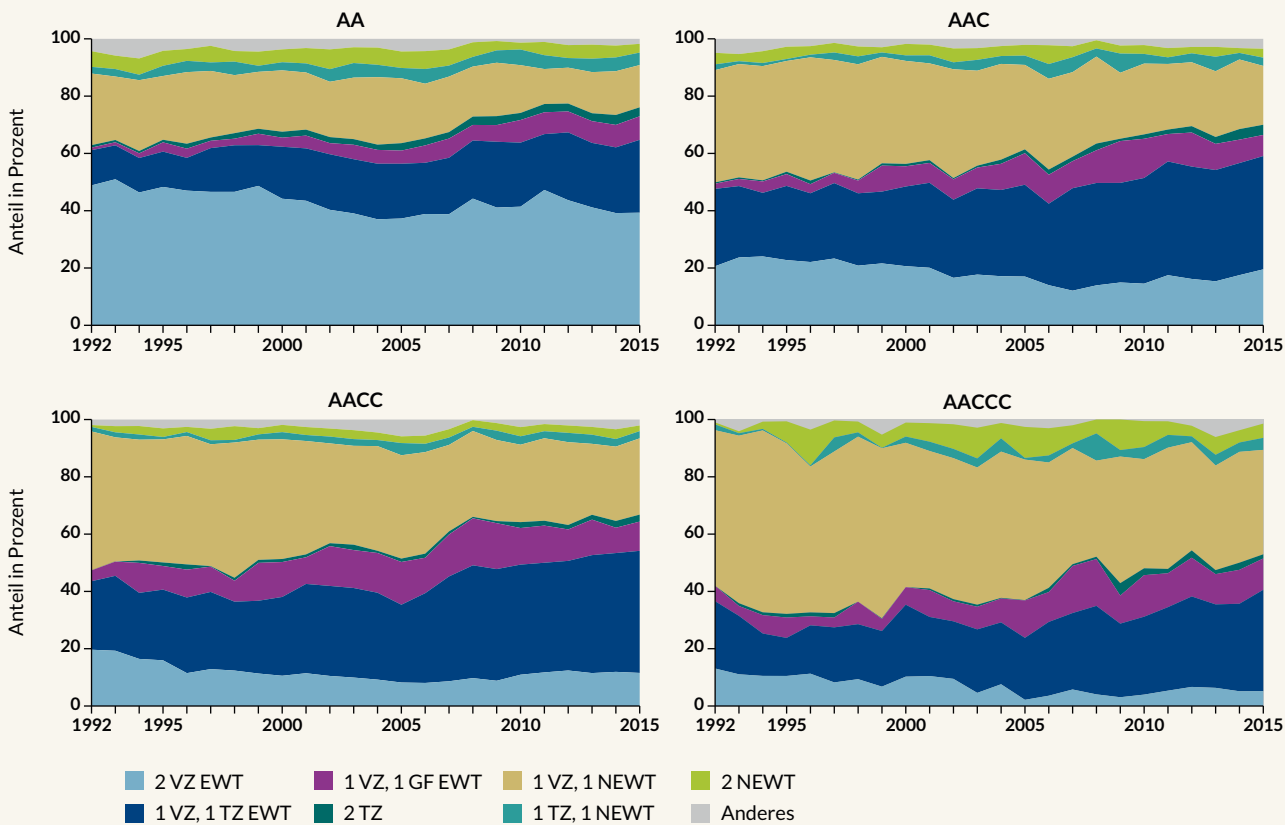
86 Untersucht wurden im Rahmen der Gesamtevaluation außerdem auch Auswirkungen auf das Wohlergehen der Kinder sowie auf die Realisierung von Kinderwünschen (vgl. Böhrer et al. 2014, S. 296 und 341-344). Dabei ergaben sich Hinweise auf günstige Effekte finanzieller Leistungen wie des Kindergelds und des Ausbaus und der stärkeren Nutzung von Kindertagesbetreuungseinrichtungen auf beide Ziele.

87 Von den hier betrachteten finanziellen Maßnahmen für Familien werden die jeweils bezogenen Kindergeld-Beträge (und ab 2005 auch der Kinderzuschlag) im SOEP auch direkt erfasst. Wertet man ergänzend aus, welcher Anteil am Haushaltsnettoeinkommen im Durchschnitt auf diese Leistungen entfällt, zeigt sich bei allen Familientypen im Kontext des Übergangs zum „Optionsmodell“ 1995/96 ein Anstieg, ansonsten höchstens eine sehr langsame Zunahme. Welche Gesamteffekte die Reform im Zusammenspiel mit den einkommensteuerlichen Kinderfreibeträgen hatte, bleibt aber völlig offen.

88 Eine vermehrte Inanspruchnahme lässt sich mit Daten des SOEP für alle hier betrachteten Familientypen auch direkt beobachten (vgl. Abschnitt 8.2, insbes. Abbildung 8-3).

89 Ein-Eltern-Haushalte werden aufgrund der Tatsache, dass sie nur eine erwachsene und damit potentiell erwerbstätige Person enthalten, erst im nächsten Schritt genauer betrachtet.

ABBILDUNG 8-5 Erwerbsbeteiligung von Paaren nach Haushaltstyp (1992–2015)



Anmerkungen: VZ = Vollzeit, TZ = Teilzeit, GF = Geringfügig, EWT = Erwerbstätig, NEWT = Nicht Erwerbstätig/Arbeitslos. Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quelle: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

gar nicht erwerbstätig ist, im betrachteten Zeitraum gesunken, und zwar bei Paaren mit einem Kind von 39 Prozent auf 21 Prozent und bei Paaren mit zwei Kindern von 48 Prozent auf zuletzt 26 Prozent.⁹⁰ Auch bei Paarhaushalten mit drei Kindern verringerte sich dieser Anteil von 54 Prozent auf zuletzt 36 Prozent. Insgesamt haben sich die Anteile der Ein-Verdiener-Haushalte also bei allen Paarhaushalten verringert, wobei sie mit steigender Kinderzahl im Zeitablauf allerdings weniger stark abgenommen haben und am aktuellen Rand auch weiterhin zunehmen.

Umgekehrt haben sich die Anteile der Doppel-Verdiener-Haushalte – ausgehend von sehr unterschiedlichen Niveaus – erhöht, und zwar am stärksten bei Paaren mit einem oder zwei Kindern. Dies liegt jedoch weniger an steigenden Anteilen von Paaren mit beiderseitiger Vollzeit-Erwerbstätigkeit. Diese haben im Beobachtungszeitraum tendenziell sogar eher abgenommen. Vielmehr haben sich Teilzeit-

90 Um die Zahl möglicher Konstellationen nicht noch weiter zu erhöhen, wird dabei allerdings nicht zwischen Arbeitslosigkeit und Nicht-Erwerbstätigkeit (bzw. Nicht-Erwerbsbeteiligung) im engeren Sinn unterschieden. Die hier festgestellten Trends gehen dabei ganz überwiegend auf Änderungen des Erwerbsverhaltens, nicht auf den seit 2005 gleichfalls eingetretenen Rückgang der Arbeitslosigkeit zurück.

und geringfügige Beschäftigung des zweiten Elternteils – neben einer Vollzeit-Beschäftigung des ersten Elternteils – bei Paaren mit Kindern im Zeitablauf als häufigste Formen der Erwerbstätigkeit herausgeschält. Nimmt man beide Formen zusammen, ist ihr Anteil bei Paaren mit einem Kind von 29 Prozent auf 47 Prozent und bei Paaren mit zwei Kindern von 28 Prozent auf 53 Prozent gestiegen.

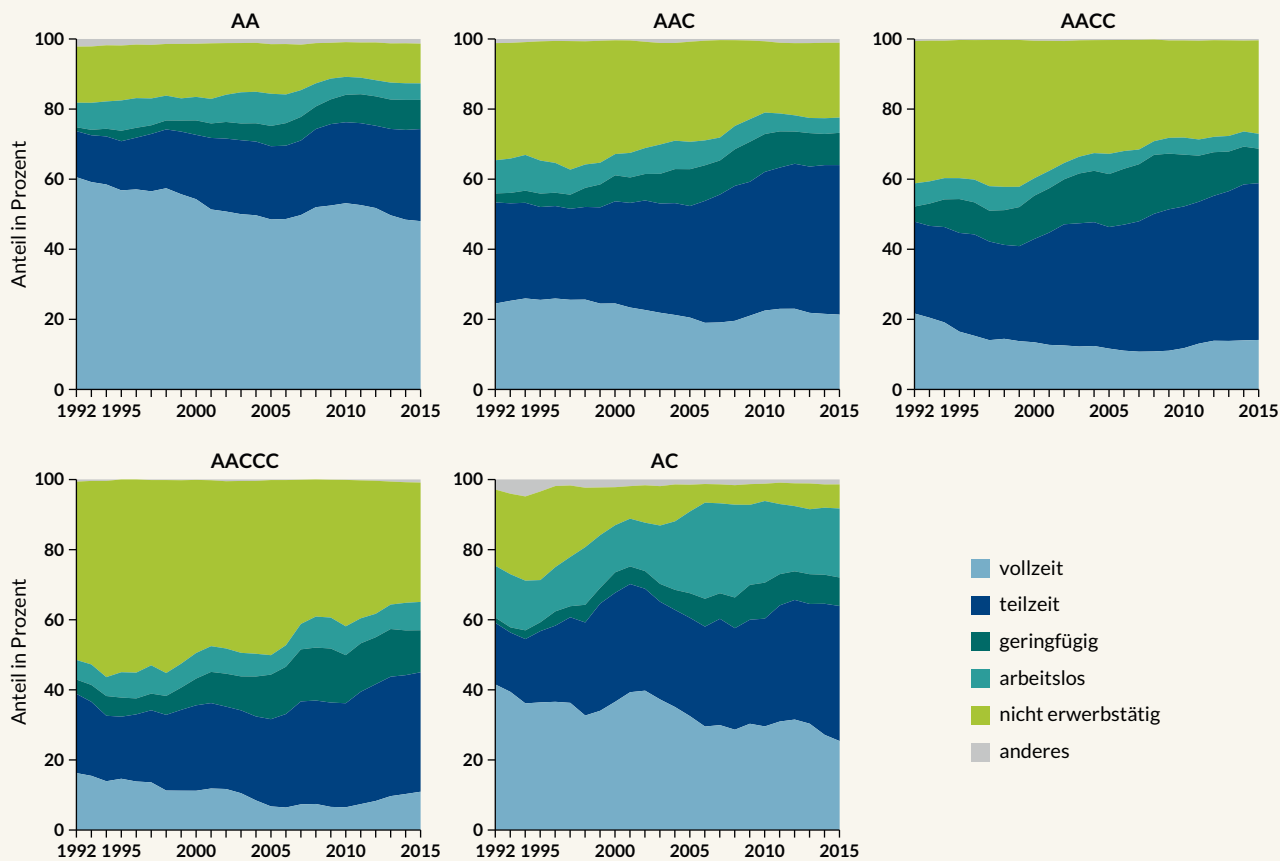
Eine Sonderrolle im Vergleich zu den anderen Familientypen nehmen Paare mit drei Kindern ein. Sie weisen mit knapp 50 Prozent nach wie vor nicht nur den größten Anteil an Ein-Verdiener-Haushalten auf, sondern mit 6 Prozent ebenfalls relativ häufig den Fall, dass beide Elternteile nicht erwerbstätig sind. Trotzdem ist die Kombination von Vollzeit- mit Teilzeit- oder geringfügiger Beschäftigung im Beobachtungszeitraum auch bei ihnen von 29 Prozent auf 46 Prozent gestiegen. Mit Rücksicht auf die intensivere Betreuungssituation in Paar-Haushalten mit drei Kindern ist der Anteil an Doppel-Verdiener-Haushalten mit beiderseitiger Vollzeit-Beschäftigung bei diesem Haushaltstyp gegenüber 1992 allerdings überproportional gesunken. Generell ist der Rückgang dieses Anteils mit steigender Kinderzahl immer ausgeprägter.

Fokussiert man bei der Betrachtung der Erwerbsbeteiligung jeweils auf weibliche, erwachsene Haushaltsmitglieder (vgl. Abbildung 8-6), zeigt sich, dass die Veränderungen der Erwerbssituation auf Haushaltsebene vor allem auf die der Frauen zurückzuführen sind. So hat sich bei allen Haushaltstypen mit Kind(-ern) der Anteil nicht-erwerbstätiger Frauen stark verringert. Bei Paaren mit bis zu drei Kindern sank dieser Anteil im Beobachtungszeitraum im Mittel um etwa 40 Prozent. Im Jahr 2015 lag er damit bei Paaren mit einem Kind bei 21 Prozent, bei Paaren mit zwei Kindern bei 27 Prozent und bei Paaren mit drei Kindern bei 34 Prozent. Mit steigender Kinderzahl nimmt der Anteil der nicht-erwerbstätigen Frauen allerdings weiterhin zu. Nicht-Erwerbstätigkeit ist allerdings in erster Linie durch geringfügige oder Teilzeit-Beschäftigungen ersetzt worden, während Vollzeit-Beschäftigungen abgenommen haben. Im Jahr 1992 waren von den Frauen in Paarhaushalten mit einem Kind 55 Prozent, mit zwei Kindern 52 Prozent und mit drei Kindern 43 Prozent in irgendeiner Form erwerbstätig. 2015 galt dies bei einem Kind für mehr als 73 Prozent, bei zwei Kindern für 69 Prozent und bei drei Kindern noch für 57 Prozent.

Bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind sind die Anteile nicht-erwerbstätiger Frauen ebenfalls stark gesunken, von knapp 22 Prozent im Jahr 1992 auf nur noch 7 Prozent im Jahr 2015. Teilweise ist dieser Rückgang jedoch institutionell und nicht verhaltensbedingt, weil gleichzeitig – speziell um 2005 – der Anteil an Arbeitslosen gestiegen ist.⁹¹ Sehr hoch ist trotzdem der Anteil erwerbstätiger und sogar Vollzeit erwerbstätiger Frauen, die allein mit einem Kind im Haushalt leben. Er hat im Beobachtungszeitraum insgesamt von 61 Prozent auf 72 Prozent zugenommen. Der Anteil Vollzeit-Beschäftigter ist allerdings auch in dieser Gruppe im Zeitablauf gesunken, während die Anteile Teilzeit- und geringfügig Beschäftigter entsprechend stark zugelegt haben. Auch für Ein-Eltern-Haushalte gilt somit, dass die Erwerbsbeteiligung von Müttern erkennbar gestiegen ist.

91 Nach der Ablösung der Sozialhilfe nach dem Bundessozialhilfegesetz durch die Grundsicherung für Arbeitsuchende nach dem SGB II bzw. die Hilfe zum Lebensunterhalt nach dem SGB XII mussten sich gerade Personen aus diesem Kreis formell als arbeitslos melden, auch wenn sie dem Arbeitsmarkt aufgrund der Betreuung ihrer Kinder nicht unmittelbar zur Verfügung standen.

ABBILDUNG 8-6 Erwerbsbeteiligung von Frauen nach Haushaltstyp (1992–2015)



Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

Quelle: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

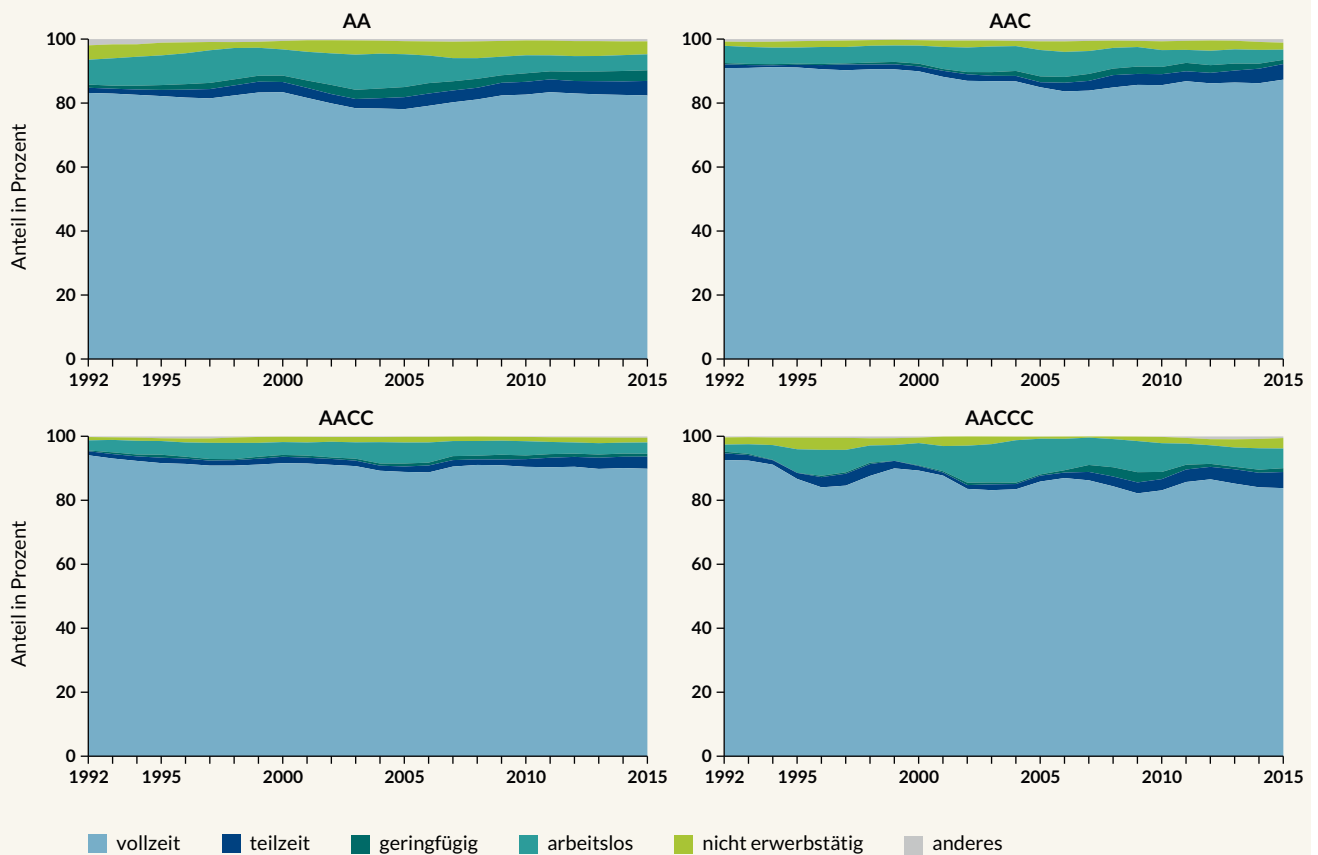
Eine andere Frage ist, wie sich bei der zu beobachtenden Ausweitung der Erwerbsbeteiligung von Frauen und Müttern nach Köpfen der durchschnittliche Erwerbsumfang – als Durchschnitt aller erwerbstätigen Frauen oder aller Frauen – im Zeitablauf entwickelt hat. Entscheidend dafür sind die Netto-Effekte des Rückgangs von Vollzeit-Beschäftigung einerseits und des starken Zuwachses an Teilzeit- und geringfügiger Beschäftigung andererseits. In den hier ausgewerteten Daten hat sich das Arbeitsvolumen von Frauen über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg tendenziell verringert. Dieser Rückgang konzentriert sich aber vor allem auf den Zeitraum bis etwa 2005.⁹² Seither hat sich das durchschnittliche Arbeitsvolumen der hier betrachteten Frauen wieder kontinuierlich erhöht. Dies gilt in besonderem Maße für Frauen aus Paar-Haushalten mit Kindern und fällt – wenn auch auf unterschiedlichen Niveaus – mit steigender Kinderzahl umso ausgeprägter aus. Gemessen an Vollzeit-Äquivalenten ist das Arbeitsangebot

92 Dahinter stehen unter anderem auch makroökonomische Entwicklungen, die in den 1990er Jahren mit Anpassungen der regelmäßigen (Vollzeit-)Arbeitszeit in Ostdeutschland und des Erwerbsverhaltens ostdeutscher Frauen sowie generell mit einer bis 2005 anhaltenden, immer ungünstigeren Entwicklung des deutschen Arbeitsmarktes zu tun haben.

etwa bei Frauen aus Paar-Haushalten mit einem Kind seit 2005 um 2 Prozent, bei Frauen aus Paar-Haushalten mit zwei Kindern um 7 Prozent und bei Frauen aus Paar-Haushalten mit drei Kindern um 13 Prozent gestiegen. Bei Frauen aus Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind ist das Arbeitsangebot – bei relativ hohem Niveau der Erwerbsbeteiligung – zuletzt dagegen leicht abgesunken (-3 Prozent), bei Frauen aus Paar-Haushalten ohne Kinder sind solche Effekte gar nicht vorhanden.

Verändert hat sich auch das Erwerbsverhalten der Männer – wenn auch nur geringfügig (vgl. Abbildung 8-7). Männer in Paarhaushalten mit Kindern sind zu einem ganz überwiegenden Teil Vollzeit erwerbstätig, und zwar in einem höheren Maße als Männer in Paarhaushalten ohne Kinder. Im Gegensatz zu letzteren ist der Anteil Vollzeit-Beschäftigter bei den Männern mit Kindern im Beobachtungszeitraum jedoch tendenziell gesunken. Insbesondere seit 2006 nimmt der Anteil der Teilzeit-Beschäftigung zu. Da dies bei Männern ohne Kinder nicht so eindeutig zu beobachten ist, kann es nicht (allein) auf die Erholung des Arbeitsmarktes zurückgeführt werden. Hier deutet sich unter Umständen ein Wandel hin zu einer partnerschaftlicheren Arbeitsteilung in Familienhaushalten an, der bereits in Ab-

ABBILDUNG 8-7 Erwerbsbeteiligung von Männern in Paarhaushalten



Anmerkung: Bei der Bezeichnung der Haushaltstypen steht „A“ für ein erwachsenes Haushaltsmitglied, „C“ für ein minderjähriges Kind.

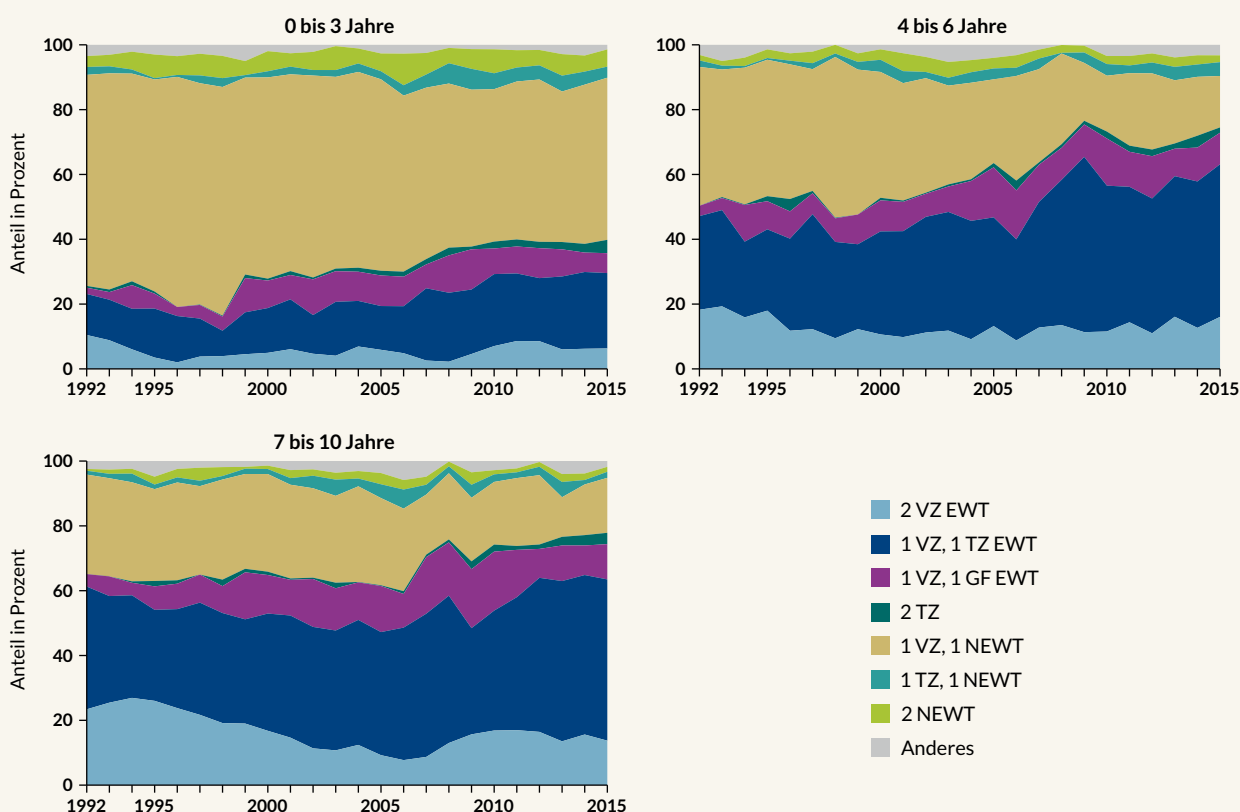
Quelle: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

bildung 8-5 zu erkennen ist.⁹³ Während der Anteil von Paaren ohne Kinder, die beide Teilzeit erwerbstätig sind, bereits seit Beginn der 1990er Jahre langsam, aber kontinuierlich zunimmt, tritt dies bei Paaren mit Kindern erst in jüngerer Zeit hervor. Hier mag die Einführung des Elterngeldes (mit Lohnersatz und Vätermonaten) eine gewisse Initialzündung geleistet haben.

Interessant ist auch, in welcher Familienphase diese Veränderungen stattfinden. Betrachtet man die Erwerbsbeteiligung von Paaren nach dem Alter des jüngsten Kindes (vgl. Abbildung 8-8), so steigt die Erwerbsbeteiligung mit zunehmenden Alter der Kinder erwartungsgemäß an. Dies gilt im Zeitablauf zumindest bei allen Haushaltstypen mit Kindern unter drei Jahren sowie mit Kindern von vier bis sechs Jahren, während sich bei den Eltern sechs- bis zehnjähriger Kinder kaum Veränderungen ergeben. Hier zeigt sich der Effekt des Ausbaus der Betreuungsmöglichkeiten für Vorschulkinder, während die Betreuungssituation für Schulkinder offenbar noch zu wünschen übrig lässt. So ist auch der hohe Anteil von

ABBILDUNG 8-8 Erwerbsbeteiligung von Paaren mit Kindern nach Alter des jüngsten Kindes (1992-2015)



Anmerkung: VZ = Vollzeit, TZ = Teilzeit, GF = Geringfügig, EWT = Erwerbstätig, NEWT = Nicht erwerbstätig/arbeitslos

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

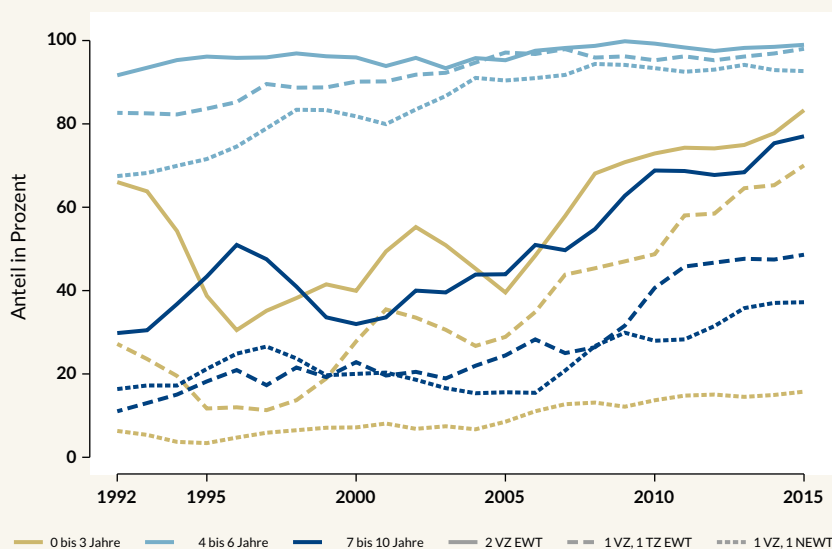
| BertelsmannStiftung

93 Gestützt wird dies auch durch die ebenfalls seit dem Jahr 2006 deutlich steigende Erwerbstätigkeit der Frauen in Paarhaushalten mit Kindern (siehe Abbildung 8-6).

zwei Vollzeit erwerbstätigen Eltern zu Beginn der 1990er Jahre vor allem auf die Neuen Bundesländer zurückzuführen, wo die Betreuungssituation direkt nach der Wiedervereinigung noch deutlich besser war.

Betrachtet man in Abbildung 8-9, welcher Anteil von Paaren mit Kindern eine Kinderbetreuung nutzt, so zeigt sich eine komfortable Situation für Kinder im Alter von vier bis sechs Jahren, die seit der Jahrtausendwende sowohl von Doppel-Verdiener-Paaren als auch von Paaren, bei denen ein Elternteil nicht erwerbstätig ist, gleichermaßen wahrgenommen wird. Der Ausbau der Betreuung für Kinder unter drei Jahren kommt dagegen vor allem den beiderseits erwerbstätigen Paaren zugute: 2015 verfügten 65 Prozent der Paare mit einer Vollzeit- und einer Teilzeitbeschäftigung und 80 Prozent der zweifach Vollzeit erwerbstätigen Paare über einen Betreuungsplatz.

ABBILDUNG 8-9 Paare mit Kinderbetreuung für das jüngste Kind nach Alter des Kindes und Erwerbskonstellation (1992–2015)



Anmerkung: Ausgewiesen wird der Anteil der Paare mit Kindern, die innerhalb der Gruppe von Paaren mit Kindern und gleicher Erwerbskonstellation eine institutionelle Kinderbetreuung nutzen.

Quellen: SOEP v32.1, eigene Berechnungen.

| BertelsmannStiftung

Die Inanspruchnahme ist bei einem nicht-erwerbstätigen Elternteil dagegen sehr niedrig und steigt auch nur schwach an. Problematisch wird die Situation auch nach diesen Daten, wenn die Kinder schulpflichtig werden. Hier sinkt der Anteil beiderseits erwerbstätiger Eltern, die über einen Hortplatz bzw. Ganztagesplatz verfügen, auf ein Niveau unter dem der Kleinkinder.

Interessant ist schließlich noch die Erwerbsbeteiligung von Haushalten im Bereich der Armutsgefährdung (vgl. Abschnitt 7.4), die deutlich geringer ausfällt als bei anderen Haushalten. Bei Paarhaushalten (mit und ohne Kinder) schwankt der Anteil der Doppelverdiener-Haushalte in dieser Gruppe im Zeitverlauf generell um

die 20 Prozent, mit einem sehr geringen Anteil einer beiderseitigen Vollzeit-Erwerbstätigkeit. Die Anteile klassischer Ein-Verdiener-Haushalte mit einer Vollzeit erwerbstätigen Person entsprechen in etwa dem allgemeinen Durchschnitt und nehmen im Zeitverlauf ebenso ab. Deutlich größer sind dagegen die Anteile von Paaren mit einer teilzeit- und einer nicht-erwerbstätigen Person, die bei den armutsgefährdeten Haushalten immerhin 10 Prozent ausmachen, sowie die Anteile mit zwei nicht-erwerbstätigen Personen, die zwischen 10 Prozent und 40 Prozent schwanken, in jüngerer Zeit allerdings deutlich abnehmen. Hierbei handelt es sich ganz überwiegend um arbeitslose Personen. Auch bei den Ein-Eltern-Haushalten mit Armutsgefährdung sieht man eine geringere Erwerbsbeteiligung, die mit 50 Prozent (Frauen: 40 Prozent) jedoch weniger stark vom Durchschnitt abweicht als bei den Paarhaushalten. Der Anteil der Arbeitslosen liegt mit zuletzt gut 30 Prozent nur etwas höher als unter allen Ein-Eltern-Haushalten. Auffällig ist der hohe Anteil (30 Prozent) nicht-erwerbstätiger, aber nicht arbeitslos gemeldeter Personen. Hier stellt sich die Frage, inwieweit dies in persönlichen Merkmalen wie dem Gesundheitszustand oder auch institutionell begründet ist. Interessant wäre auch zu hinterfragen, ob es sich bei diesen Fakten für die armutsgefährdeten Haushalte um eine temporäre Phase oder um verfestigte Armut handelt.⁹⁴

Die in den SOEP-Daten beobachteten Veränderungen von Erwerbsbeteiligung und Erwerbsvolumen in all ihren Details in Beziehung zu den in Kapitel 7 dargestellten Entwicklungen äquivalenzgewichteter Haushaltseinkommen und ihrer Verteilungen zu setzen, ist schwierig. Fallweise ergeben sich aber klare Entsprechungen: Bei Paaren ohne Kinder verlaufen die äquivalenzgewichteten Median-Einkommen (vgl. Abbildung 7-5) im gesamten Beobachtungszeitraum ganz parallel zu den Anteilen von Haushalten dieses Typs mit einer Erwerbsbeteiligung beider Partner (vgl. Abbildung 8-5) bzw. mit einer Erwerbsbeteiligung der Frauen (vgl. Abbildung 8-6). Ähnliches gilt für Paare mit zwei Kindern. Bei Paaren mit einem Kind gibt es solche parallelen Verläufe eher nur für den Zeitraum ab etwa 2000 und die in dieser Zeit beobachteten Schwankungen der Vollzeit-Erwerbsbeteiligung der betreffenden Frauen. Für Paare mit drei Kindern ergeben sie sich nur für die Zeit von 2000 bis 2010 und für höhere Äquivalenzeinkommen (80-Prozent-Perzentil). Bei Ein-Eltern-Haushalten zeigen sich dagegen wieder größere Übereinstimmungen der Verläufe äquivalenzgewichteter Einkommen (und auch der Armuts- bzw. Armutsrisikoquoten für diesen Haushaltstyp) mit denen der Erwerbsbeteiligung dieser Frauen.

Detaillierte Vergleiche stoßen hier aus verschiedenen Gründen an Grenzen. Wie schon in Abschnitt 7.1 erläutert wurde, sind die Daten des SOEP bei einer Differenzierung nach Haushaltstypen nicht mehr ohne weiteres als repräsentativ anzusehen. Dies gilt besonders bei Haushaltstypen mit relativ geringen Fallzahlen. Insgesamt ergibt sich aus den Befunden zur Entwicklung der Erwerbsbeteiligung von Eltern und speziell Frauen gleichwohl, dass die tendenziell gestiegene Erwerbstätigkeit von Müttern dazu beigetragen hat, die Wohlstandsposition von Familien – etwa im Vergleich zu Paaren ohne Kinder (vgl. Abbildung 7-6) – zu stabilisieren und ihre Betroffenheit von Armut bzw. Armutsrisiken (vgl. Abbildung 7-9) zu begrenzen. Dies gilt auch unter Berücksichtigung des jeweiligen

⁹⁴ Zu diesen Fragen wären allerdings Längsschnittanalysen notwendig. Vgl. dazu etwa die Studie von Tophoven et al. (2017), die sich solcher Aspekte auf anderer Datenbasis und in etwas anderer Perspektive – unter anderem mit einer erweiterten Armutsdefinition – annimmt.

Erwerbsumfangs. Am ausgeprägtesten scheint der Effekt bei Paaren mit zwei Kindern zu sein, erkennbar wird er aber auch bei Paaren mit einem Kind. Gemischtere Bilder ergeben sich bei Paaren mit drei Kindern sowie bei Ein-Eltern-Haushalten, bei denen die Berechnungsgrundlagen zudem mit gewissen Fallzahl-Problemen behaftet sind (vgl. Abschnitte 5.4 und 7.1). Bei Paaren mit drei Kindern erscheint die Zunahme der Erwerbsbeteiligung der Eltern vor allem in den letzten zehn Jahren als durchaus hoch, das Niveau allerdings immer noch als eher niedrig. Bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind ist umgekehrt das Niveau der Erwerbsbeteiligung der betreffenden Frauen hoch, die Veränderungen vor allem in jüngerer Zeit sind jedoch eher gering. Festhalten lässt sich gleichwohl, dass Familien seit Anfang der 1990er Jahre in nennenswertem Maße selbst dazu beigetragen haben, ihre relative Wohlstandsposition aufrechtzuerhalten. Durch den im Zeitablauf erfolgten Ausbau von Kindertagesbetreuungs-Einrichtungen (vgl. Abbildung 8-3) wurden sie dabei auch von der Politik unterstützt.

9 Schlussfolgerungen

Als wichtigstes Ergebnis dieser Studie für die Familienforschung lässt sich festhalten, dass sie die Erwartung bestätigt, dass angemessene Äquivalenzskalen für Haushalte unterschiedlicher Größe und Struktur einkommensabhängig sind und mit steigendem Haushaltseinkommen abnehmen. Für zusätzliche Haushaltsmitglieder fallen bei höherem Einkommen somit prozentual immer geringere, zusätzliche Ausgaben an, weil Haushaltersparnisse aus gemeinsamem Konsum und gemeinsamer Produktion von Haushaltsgütern bei höherem Lebensstandard stärker hervortreten. Zudem wirken sich wohl auch immaterielle Gewinne an Nutzen oder Wohlfahrt aus dem Zusammenleben mit weiteren Personen auf die Einkommensverwendung und den damit erreichbaren materiellen Wohlstand aus (vgl. Kapitel 3, insbes. Abschnitt 3.1).⁹⁵ So können Haushalte mit höherem Einkommen für weitere Mitglieder offenbar leichter auf den Kauf weniger dringend benötigter (Luxus-)Güter sowie auf reine „Lust-“ oder „Frustkäufe“ verzichten. Haushalte mit niedrigem Einkommen verfügen hingegen nicht über solche Spielräume. Diese Unterschiede erscheinen zudem als so groß, dass sie bei der Äquivalenzgewichtung der Nettoeinkommen von Haushalten unterschiedlichen Typs zur Bestimmung vergleichbarer Wohlstandspositionen in Zukunft definitiv berücksichtigt werden sollten.

Empirische Schätzungen, die hier gestützt auf Daten der „Einkommens- und Verbrauchsstichprobe“ (EVS) und damit auf der Basis des Ausgabenverhaltens der betrachteten Haushalte angestellt wurden (vgl. Kapitel 4 und 5), führen insgesamt zu konsistenten und ganz überwiegend auch sehr plausiblen Skalenwerten und -verläufen. Dies gilt insbesondere für die Resultate für Paare ohne Kinder sowie mit einem oder zwei Kindern.⁹⁶ Resultate für Paare mit drei Kindern erscheinen in ihren genauen Verläufen, vor allem im Bereich niedriger Einkommen, als weniger belastbar. Hauptgrund dafür dürften geringe, im Zeitablauf immer weiter abnehmende Fallzahlen in den verwendeten Daten sein, die zugleich die Entwicklung der tatsächlichen Verbreitung dieses Haushaltstyps spiegeln.⁹⁷ Auch die Resultate für Ein-Eltern-Haushalte mit einem Kind fallen im Vergleich zu denen für andere Haushaltstypen ein wenig aus dem Rahmen. Die Verläufe der Skalenwerte – etwa gemessen an denen für Paare ohne Kinder, die im Bereich niedriger Einkommen praktisch gleich hoch ausfallen – erscheinen aber als durchaus aussagekräftig.⁹⁸

95 Zu erinnern ist insbesondere an den dort diskutierten Unterschied zwischen Mehr-Ausgaben, die in einem Haushalt für ein zusätzliches Mitglied anfallen, und dem individuellen Mehr-Bedarf dieses Mitglieds. Mit empirisch geschätzten Äquivalenzskalen kann – ausgehend von den typischerweise verfügbaren Daten – nur das erste dieser Phänomene erfasst werden.

96 Berücksichtigt werden bei den Analysen jeweils Haushalte mit Kindern unter 18 Jahren.

97 Hinzu kommt ein abweichendes Erwerbsverhalten der Mütter von drei Kindern, das direkte Vergleiche mit anderen Familientypen zur Ermittlung der Mehr-Ausgaben aufgrund eines dritten Kindes erschwert.

98 Für Ein-Eltern-Haushalte mit zwei oder noch mehr Kindern lassen sich, ebenso wie für Paare mit vier oder mehr Kindern, mit Rücksicht auf die verfügbaren Fallzahlen keine Skalenwerte schätzen.

Nicht bestätigt hat sich hingegen die Vermutung, dass empirisch geschätzte Skalen auch über den Beobachtungszeitraum – konkret die Jahre 1998 bis 2013 – erkennbar variieren. Damit hätte nicht nur wegen Veränderungen des Nachfrageverhaltens bzw. des angebotenen Warenkorbs gerechnet werden können, sondern auch wegen veränderter Rahmenbedingungen, z. B. die im Zeitablauf tendenziell gestiegene Belastung mit Verbrauchsteuern.⁹⁹ Trotzdem ergeben sich bei separaten¹⁰⁰ Schätzungen für die Jahre 1998, 2003, 2008 und 2013 Äquivalenzskalen, die – abgesehen von den Effekten allgemeiner nomineller und realer Änderungen von Einkommen und Preisen – im Zeitverlauf praktisch unverändert bleiben. Dies bestätigt im Übrigen zugleich die Robustheit des verwendeten Schätzansatzes und der allermeisten konkreten Resultate.

Für die praktische Anwendung der Ergebnisse der Studie ist von besonderem Interesse, dass die hier ermittelten Skalenwerte bei niedrigen Einkommen höher, bei mittleren und höheren Einkommen dagegen niedriger ausfallen als nach der „neuen“ oder „modifizierten“ OECD-Skala. Diese ist für die Zwecke der Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen in den letzten Jahren zum Quasi-Standard geworden, obwohl sie nur begrenzt auf empirischen Analysen basiert und von der OECD auch nie für den allgemeinen Gebrauch empfohlen wurde (vgl. Abschnitt 3.2). Mit anderen Worten: Mit der gängigen OECD-Skala werden „arme“ Haushalte reicher und „reiche“ Haushalte ärmer gerechnet als sie nach den hier bestimmten, einkommensabhängigen Äquivalenzskalen tatsächlich sind. Dies führt zu Verzerrungen bei praktisch allen darauf basierenden Analysen der Verteilungen von Einkommen bzw. Wohlstandspositionen und insbesondere zu Fehleinschätzungen im Kontext der Messung von Einkommensarmut.

Dies wird sichtbar, wenn die hier ermittelten Skalen in einem zweiten Schritt verwendet werden, um die Einkommenssituation von Familien und ihre Entwicklung seit den frühen 1990er Jahren zu untersuchen (vgl. Kapitel 6 und 7). Zu diesem Zweck werden die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) herangezogen, unter anderem um – abgesehen von der Form der Äquivalenzgewichtung – für Vergleichbarkeit mit der Mehrzahl existierender Untersuchungen zu sorgen. Die hierzu angestellten Auswertungen zeigen, dass die Wohlstandsverteilungen (nach Äquivalenzgewichtung) sowohl allgemein als auch differenziert nach Haushaltstypen insgesamt deutlich weniger gestaucht werden als bei Verwendung der „neuen“ OECD-Skala (vgl. Abschnitt 7.1). Daraus ergeben sich allerdings keine qualitativ neuen Befunde für die relativen Wohlstandspositionen von (Familien-) Haushalten mit mittleren und höheren Einkommen. In den meisten bisherigen Studien mit ähnlicher Zielsetzung ergibt sich recht konsistent, dass die Nettoeinkommen (ohne Äquivalenzgewichtung) von Paarhaushalten beim Median und unter Umständen auch beim 80-Prozent-Perzentil der Verteilung mit zunehmender Kinderzahl leicht ansteigen, während die Äquivalenzgewichtung diese Reihung exakt umkehrt, so dass die Wohlstandspositionen von Paaren mit der Kinderzahl tendenziell ungünstiger werden. Für Ein-Eltern-Haushalte resultieren im Vergleich dazu – bei relativ hohen wie bei relativ niedrigen Einkommen – typischerweise deutlich ungünstigere Wohlstandspositionen. Praktisch alle diese Beobachtungen werden in der vorliegenden Studie bestätigt (vgl. Abschnitte 7.2 und 7.3).

99 Dabei geht es nicht nur um den gestiegenen „Normalsatz“ der Mehrwertsteuer, sondern etwa auch um die deutliche Erhöhung indirekter Steuern bei der Nutzung von Energie.

100 Mit Ausnahme der Analysen für Paare mit drei Kindern.

Merkliche Unterschiede ergeben sich aufgrund der einkommensabhängigen Äquivalenzgewichtung vor allem bei der Beurteilung der Wohlstandspositionen von Familien mit niedrigen Einkommen. Insbesondere resultieren für sie deutlich höhere Armuts- und Armutsrisikoquoten als sie in der einschlägigen Literatur ohnedies schon festgestellt werden (vgl. Abschnitt 7.4). Die einzige Ausnahme davon betrifft Paare mit drei Kindern in Bezug auf die Armutsrisikoquote (gemessen am Anteil der Haushalte dieses Typs, die über weniger als 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Median-Einkommens aller betrachteten Haushalte verfügen). Allerdings fallen die hier ermittelten Skalenwerte für Paare mit drei Kindern bei niedrigen Einkommen unplausibel niedrig aus.¹⁰¹ Die enger definierte Armutsquote (bezogen auf 50 Prozent des äquivalenzgewichteten Median-Einkommens) führt in diesem Fall zu nahezu deckungsgleichen Werten wie die bei der Armutsmessung gängige Form der Äquivalenzgewichtung.

Extreme Werte ergeben sich aus der einkommensabhängigen Äquivalenzgewichtung für die Armuts- und Armutsrisikoquoten von Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind. Hierbei macht sich zugleich bemerkbar, dass die einfach konstruierte OECD-Skala diesem Haushaltstyp sehr niedrige Skalenwerte zuweist, die Haushaltersparnisse unterstellen, die erst bei größeren Haushalten auftreten. Allgemein zeigt sich, dass eine einkommensunabhängige Äquivalenzskala wie die „neue“ OECD-Skala zur Armutsmessung ungeeignet ist, weil sie durch unangemessene Skalenwerte entweder das als Bezugsgröße zu ermittelnde Median-Äquivalenzeinkommen oder das Äquivalenzeinkommen von Haushalten mit geringen Einkommen oder beide Größen verzerrt (vgl. dazu bereits Abschnitt 7.1). Das Ergebnis, dass Familienhaushalte insgesamt von größerer Armut und größeren Armutsrisiken betroffen sind als bisher bekannt war, ist daher von großer Bedeutung für die Familien- und Verteilungspolitik.

Was die Entwicklung der Wohlstandspositionen von Familienhaushalten über die Zeit betrifft – für sich genommen sowie im Vergleich zu Paaren ohne Kinder –, deuten die hier angestellten Berechnungen ebenfalls auf einige bekannte, fallweise aber auch auf bisher nicht beachtete Trends hin (vgl. erneut Abschnitte 7.2 und 7.3). So sind die äquivalenzgewichteten Einkommen bei praktisch allen Haushaltstypen am unteren Rand der jeweiligen Verteilungen im Zeitablauf mindestens phasenweise deutlich weniger angestiegen als beim Median oder bei höheren Einkommen. Die Äquivalenzeinkommen von Paaren ohne Kinder streuen zudem durchgängig weit stärker in den Bereich höherer Werte und etwas weniger stark in den Bereich niedriger Werte als bei allen betrachteten Familientypen. Bei Paaren mit ein oder zwei Kindern lassen sich diesbezüglich – zumindest bei mittleren und höheren Einkommen – im Zeitablauf gewisse Aufholprozesse zu Paaren ohne Kinder beobachten, bei Paaren mit drei Kindern nur im Bereich höherer Einkommen. Bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind ergibt sich – vor allem bei mittleren und niedrigen Einkommen – definitiv kaum eine solche Dynamik.

Hinter der Entwicklung der Einkommenssituation von Familien seit den 1990er Jahren stehen unter anderem Veränderungen familienpolitischer Maßnahmen sowie des Erwerbsverhaltens. Instrumente der Familienpolitik lassen sich in den SOEP-Daten nur teilweise direkt beobachten (vor allem das Kindergeld, aber nicht

101 Umgekehrt weist die OECD-Skala diesem Haushaltstyp durch Addition konstanter Skalengewichte für jedes zusätzliche Kind auch im Falle niedriger Einkommen vergleichsweise hohe Skalenwerte zu.

die Effekte von einkommensteuerlichen Kinderfreibeträgen) bzw. sie beziehen sich nur auf bestimmte Altersgruppen der Kinder (z. B. das Elterngeld oder die Förderung der Kindertagesbetreuung), so dass für eine nach Familientypen differenzierte Betrachtung die Fallzahlen sehr gering werden. Die Erwerbsbeteiligung der Eltern wird im SOEP dagegen sehr genau erfasst. Aus dem Vergleich der jeweiligen Regelungen und den hier ermittelten Verläufen der Wohlstandspositionen der verschiedenen Familientypen (vgl. Abschnitt 8.1) lässt sich schließen, dass die im Beobachtungszeitraum erfolgten Änderungen finanzieller Instrumente der Familienpolitik, namentlich die Integration von Kindergeld und Kinderfreibeträgen sowie deren Ausbau, insgesamt nur geringe Effekte hatten. Dies kann unter anderem an möglichen Rückwirkungen auf die Erwerbsbeteiligung liegen. Als tendenziell wichtiger erweisen sich familienpolitische Maßnahmen, die zu einem veränderten *Framing* des Erwerbsverhaltens von Eltern im Kontext der Geburt und der anschließenden Betreuung von Kindern führen, wie die Ablösung des Erziehungsgelds durch das Elterngeld sowie der Ausbau öffentlich geförderter Kindertagesbetreuung für Kinder im Alter von drei bis sechs Jahren und anschließend auch für Kinder unter drei Jahren.

Seit den 1990er Jahren zu beobachtende Änderungen der Erwerbsbeteiligung von Eltern (vgl. Abschnitt 8.2) folgen gemischten Trends. Dabei ist insbesondere die Erwerbsbeteiligung von Müttern gestiegen, allerdings vor allem in Form vermehrter Teilzeit-Beschäftigung, während ihre Vollzeit-Beschäftigung eher abgenommen hat. In den letzten zehn Jahren ist der Nettoeffekt für das Arbeitsvolumen von Müttern – unter anderem in Verbindung mit einer günstigen Entwicklung der allgemeinen Arbeitsmarktsituation – aber positiv. Sichtbar sind diese Tendenzen vor allem bei Paaren mit ein oder zwei Kindern. Paare mit drei Kindern sowie Ein-Eltern-Haushalte werden durch eine relativ hohe Betreuungsintensität daran gehindert, es den anderen Familientypen gleich zu tun – mit unterschiedlichen Konsequenzen: Bei Paaren mit drei Kindern ist das Niveau der Erwerbsbeteiligung der Mütter immer noch vergleichsweise niedrig, die Zunahme aber recht stark; bei Ein-Eltern-Haushalten ist das Niveau durchgängig hoch, die Veränderung im Zeitablauf jedoch eher gering. In jüngerer Zeit ist auch die Erwerbsbeteiligung von Vätern in Bewegung geraten – mit einer leichten Zunahme von Teilzeit-Beschäftigung anstelle der weiterhin dominierenden Vollzeit-Beschäftigung, auch im Vergleich zu Männern ohne Kinder.¹⁰² Ob sich dieser Trend weiter entfaltet und wie er – im Zusammenspiel mit der Erwerbsbeteiligung von Frauen – die Wohlstandsposition von Familien beeinflusst, muss zukünftiger Forschung überlassen werden. Festhalten lässt sich, dass Familien durch Anpassungen ihres Erwerbsverhaltens im Beobachtungszeitraum selbst stark dazu beigetragen haben, ihre Wohlstandsposition zu stabilisieren bzw. ihre Betroffenheit von Armut und Armutsrisiken zu begrenzen, soweit ihnen dies unter den jeweiligen Rahmenbedingungen möglich war.

Mit den Mitteln dieser Studie, die in erster Linie auf eine bessere Erfassung der finanziellen Situation von Familienhaushalten und ihrer Entwicklung im Zeitablauf zielt, lassen sich nur begrenzt Schlussfolgerungen für die genaue Ausgestaltung einzelner familienpolitischer Maßnahmen ziehen. Die Resultate führen

102 Dies deutet darauf hin, dass es sich um ein spezifisches Phänomen bei Familien bzw. Vätern handelt, nicht um Effekte der veränderten Arbeitsmarktlage. Unterstützt oder sogar angestoßen wurde diese Entwicklung vermutlich ebenfalls durch familienpolitische Instrumente wie das Elterngeld.

aber zu Fragen und einigen Denkanstößen, die – jenseits möglicher schrittweiser Verbesserungen vorgegebener Instrumente – die grundlegende Orientierung der Familienpolitik betreffen. Ein zentraler Befund der Studie mit politischer Tragweite ist sicherlich, dass stärkeres Gewicht auf die Bekämpfung von Armut und Armutsrisiken unter Familien zu legen ist, deren Ausmaß bisher noch unterschätzt wurde. Für Familien mit mittleren und höheren Einkommen sind finanzielle Leistungen generell weniger bedeutsam, weil der Zusammenhang zwischen verfügbarem Haushaltseinkommen und ihrer Wohlstandsposition wegen des Sinkens der hier ermittelten Äquivalenzskalen mit zunehmendem Einkommen rasch schwächer wird.

Als bedeutsam erscheint allerdings auch die hier einmal mehr bestätigte Beobachtung, dass die Wohlstandspositionen von Familien mit der Kinderzahl recht konsistent sinken. Zwar sagt dies noch nichts über die Wohlfahrt der Familien, die auch vom immateriellen Nutzen des Zusammenlebens mit Kindern beeinflusst ist. Trotzdem kann gefragt werden, ob der damit einher gehende Rückgang des materiellen Wohlstands eigentlich so sein muss. Möglicherweise stellt er einen der Gründe dar, warum die Anzahl und vor allem auch die Größe von Familien in der Vergangenheit kontinuierlich kleiner geworden sind. Das Phänomen deutet daher unter Umständen auf grundsätzliche Probleme, nicht zuletzt die mangelnde Berücksichtigung der Rolle von Familien für die Stabilität des umlagefinanzierten Sozialversicherungssystems, das durch die Höhe seiner Beiträge und Leistungen eine wichtige Determinante für die Einkommenssituation aller Haushaltstypen darstellt, aber Familien in besonderer Weise belastet (vgl. dazu etwa Werding 2014). Im Rahmen des hier verfolgten Ansatzes lässt sich diese Vermutung allerdings nicht vertiefen, sondern sie muss anderweitiger Forschung überlassen werden.

Die Studie liefert darüber hinaus aber auch einige Einsichten für einzelne politische Handlungsfelder und existierende Instrumente, die die finanzielle Situation von Familien beeinflussen. Eine verbesserte Armutsbekämpfung ist zunächst Sache der Grundsicherung. Die implizite Äquivalenzskala, die dieses System – sowohl nach dem bis 2004 geltenden Bundessozialhilfegesetz als auch nach den seither geltenden Bestimmungen des SGB II (und dem dafür maßgeblichen Regelbedarfs-Ermittlungsgesetz, RBEG) – aufweist, hat deutlich höhere Skalenwerte für zusätzliche Haushaltsmitglieder als die bei der Armutsmessung verwendete, „neue“ OECD-Skala. Dies erscheint als prinzipiell angemessen (vgl. dazu bereits die materiellen Resultate in Dudel et al. 2014, Kap. 5). Auch die in diesem System vorgesehenen pauschalen „Mehrbedarfe“ für Ein-Eltern-Haushalte mit einem oder mehr Kindern erscheinen nach den hier ermittelten Äquivalenzskalen als passend. Neben solchen Schlussfolgerungen zur Struktur der Leistungen für verschiedene Familientypen lassen sich zwar keine konkreten Schlüsse bezüglich eines angemessenen Niveaus all dieser Leistungen ziehen. Dies ist im Kern Sache normativer Entscheidungen, wobei eine politisch zu definierende „Armutsinterventionslinie“ nicht zwingend den in der Armutsmessung gängigen Definitionen relativer Armut oder Armutsrisiken entsprechen muss. Das hier ermittelte Ausmaß von Familienarmut unter dem geltenden Recht spricht dazu aber eine deutliche Sprache, die Anlass gibt, auch über normative Fragen neu nachzudenken.

Die historisch gewachsene Verzahnung von Kindergeld – dem bekanntesten Instrument der Familienpolitik mit größter Breitenwirkung – mit der Berück-

sichtigung von Kinderfreibeträgen bei der Besteuerung von Familieneinkommen ist für die meisten Betroffenen intransparent und auch systematisch kaum begründbar (vgl. dazu bereits Wissenschaftlicher Beirat für Familienfragen 2001, insbes. S. 180–190, sowie Seiler 2017). Ein auf den ersten Blick einkommensunabhängiges, nach Abzug der darin enthaltenen Steuererminderungen jedoch sogar negativ einkommensabhängiges Kindergeld hat generell unklare Effekte für die Einkommenssituation von Familien, unter anderem wegen damit verbundener, negativer Erwerbsanreize. Auch nach den hier angestellten Berechnungen wirkt es sich nicht erkennbar auf die Wohlstandspositionen von Familien aus. Jenseits einer angemessenen Schwelle für die Armutsbekämpfung, zu der es wegen seiner Anrechnung auf Leistungen der Grundsicherung derzeit keinen eigenständigen Beitrag leistet, erscheint das Kindergeld als zusätzliche finanzielle Leistung zudem nicht als erforderlich. Vor diesem Hintergrund könnte die Verbindung zu den einkommensteuerlichen Kinderfreibeträgen beseitigt werden, z. B. um die damit intendierte finanzielle Förderung auf einkommensschwache Familien zu konzentrieren.

Die Gewährung der Freibeträge folgt der Idee einer „horizontal gerechten“ Einkommensbesteuerung nach dem Leistungsfähigkeitsprinzip, als angemessene Berücksichtigung der Situation von Steuerpflichtigen mit Kindern im Vergleich zu Steuerpflichtigen ohne Kinder, die jeweils über ein ähnliches Bruttoeinkommen verfügen.¹⁰³ Schon aufgrund der verfassungsrechtlichen Aufhängung dieser Regelungen ist daran nicht ohne weiteres zu rühren. Die Form fester Freibeträge je Kind, die in Prozent des jeweils zu versteuernden Einkommens rasch immer kleiner werden, hat überdies Ähnlichkeiten mit der Struktur der hier ermittelten, einkommensabhängigen Äquivalenzskalen.¹⁰⁴ Grundsätzlich könnte man allerdings auch darüber nachdenken, die einkommensteuerlichen Freibeträge für Kinder (sowie die Grundfreibeträge, die sich für zusammen veranlagte Elternpaare im geltenden System stets verdoppeln) und auch die zusätzlichen Entlastungsbeträge für Alleinerziehende im Eingangsbereich der Besteuerung stärker nach den hier ermittelten Äquivalenzskalen abzustufen und mit steigendem Einkommen gegebenenfalls sogar abzuschmelzen. Bei der Ausgestaltung der Einkommensbesteuerung ergeben sich jedoch generell zusätzliche Freiheitsgrade, weil es hier letztlich um die Gesamteffekte von (Grund-)Freibeträgen und Steuertarif geht, die sich z. B. jederzeit auch durch eine entsprechende Verstärkung der Steuerprogression – oder eine entsprechend verringerte Dämpfung der Progression, soweit dies aktuell eher angezeigt ist – gestalten lassen.¹⁰⁵

Der entschiedene Ausbau öffentlich geförderter Kindertagesbetreuung erweist sich nach den Befunden dieser Studie prinzipiell als hilfreich für Familien, um ihre Einkommenssituation durch verstärkte Erwerbsbeteiligung beider Eltern selbst zu gestalten. Zwar lassen die Beobachtungen keine Schlüsse bezüglich qualitativer Merkmale der Betreuung zu (vgl. dazu jedoch Wissenschaftlicher Beirat

103 Für sich genommen setzen die Kinderfreibeträge zudem eher positive Erwerbsanreize, soweit sie die jeweils maßgeblichen Grenzsteuersätze für Eltern reduzieren.

104 Ein direkter Vergleich der Freibeträge mit den mit der Kinderzahl ansteigenden Skalenwerten ist – trotz dieser Analogie – konzeptionell schwierig: Äquivalenzskalen beziehen sich auf das jeweilige Haushaltsnettoeinkommen, Freibeträge dagegen auf das jeweils zu versteuernde Einkommen. Letzteres ist, trotz diverser Absetzungen bei der Ermittlung, eine Bruttogröße, von der in jedem Fall noch die fällige Einkommensteuer abzuziehen ist.

105 Ein Abschmelzen von Kinderfreibeträgen mit dem zu versteuernden Einkommen der Eltern hätte allerdings – anders als eine allgemeine Anpassung der Steuerprogression – differentielle Wirkungen für Familien im Vergleich zu Steuerpflichtigen ohne Kinder mit ähnlich hohem Einkommen.

für Familienfragen 2008 sowie für aktuelle Befunde Bock-Famulla et al. 2017). Es deutet sich jedoch an, dass in quantitativer Hinsicht für Kinder unter drei Jahren immer noch ein weiterer Ausbau wünschenswert ist und wegen der gestiegenen Erwerbsbeteiligung vor allem von Müttern kleinerer Kinder zudem eine Lücke geschlossen werden sollte, die nun bei Schulkindern mit andauerndem Betreuungsbedarf (etwa im Alter von sechs bis zwölf Jahren) hervortritt.

Als Ziele der Familienpolitik stehen in dieser Studie – wie in der „Gesamtevaluation familienpolitischer Maßnahmen“, die in den letzten Jahren durchgeführt wurde (vgl. Böhmer et al. 2014) – die Ziele im Vordergrund, wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe von Familien zu gewährleisten und die Vereinbarkeit von Familie und Erwerbstätigkeit zu verbessern. Als wichtig erscheint es daher schließlich, auch die Wirkungen familiärer Entscheidungen und familienpolitischer Instrumente für das Wohlergehen von Kindern und für die Realisierung etwaiger Kinderwünsche im Blick zu behalten. Dazu gibt es bislang nur begrenzt Untersuchungen (etwa von Schölmerich et al. 2014) und daher weiteren Forschungsbedarf.¹⁰⁶ Für den Zusammenhang all dieser Ziele¹⁰⁷ wird hier grundsätzlich davon ausgegangen, dass Familien ihre Prioritäten im Regelfall am besten selbst setzen können und sollten. Finanzielle Transfers benötigen sie vor allem in wohlbegründeten Fällen, insbesondere zur Bekämpfung von Armut (sowie gegebenenfalls als Ausgleich spezifischer Leistungen für die Gesellschaft). Erwerbsbeteiligung ist das zentrale Mittel, mit dem Eltern die wirtschaftliche Lage ihrer Familie selbst steuern können, soweit es in ihrem (gemeinsamen und individuellen) Interesse ist. Sie begegnen dabei allerdings immer noch zahlreichen Hindernissen, für deren Beseitigung die Politik Sorge tragen kann, nicht nur im Bereich der Kinderbetreuung, sondern etwa auch in den Feldern der Arbeitsmarktpolitik und des Arbeitsrechts. Dabei darf allerdings nicht allein auf die wirtschaftliche Lage der Familien abgestellt werden. Damit das Familienleben dem Wohlergehen der Kinder und den Wünschen der Eltern gerecht werden kann, sind generell Rahmenbedingungen erforderlich, die flexible Zeit- und Betreuungsarrangements zwischen den Polen Erwerbsbeteiligung (beider Eltern), gemeinsame Zeit im Familienkreis und ergänzender, institutioneller Betreuung und Bildung der Kinder ermöglichen.

106 Relevante Ergebnisse der Studie von Schölmerich et al. (2014) sind erstens, dass Armut das Wohlergehen von Kindern signifikant beeinträchtigt, während sich oberhalb der Schwelle der Armutsgefährdung keine Effekte der materiellen Situation der Familie mehr zeigen; zweitens, dass Erwerbsbeteiligung und Erwerbsumfang von Müttern sehr geringe und dabei gemischte – für einige Altersgruppen von Kindern positive, für andere negative – Effekte haben; drittens, dass eine außerfamiliäre Betreuung von Kindern ihr Wohlbefinden erhöht, direkt und als Schutzfaktor im Falle ökonomischer Belastungen der Familien.

107 Mögliche Zielkonflikte werden bei der Ausgestaltung der Familienpolitik bisher praktisch nicht untersucht, gegebenenfalls nötige Priorisierungen nicht vorgenommen.

Abstract

Income inequalities and poverty risks receive a lot of attention in current research and public debates. But in this context, the situation of different types of families is rarely considered. Also, standard approaches to assessing household income and measuring poverty are based on procedures which have evolved over the years but are rarely checked regarding their validity. An important example is the “(modified) OECD scale”, which is commonly applied to making income comparable across households of differing size and structure. Hence, the tasks of the present study are twofold. First, we empirically estimate equivalence scales for households with and without children that may vary with household income. Second, using these scales we analyze how the financial situation of families living in Germany has developed since the early 1990s.

Income-dependent equivalence scales are derived from data of the German Sample Survey of Income and Expenditure (EVS, waves 1998 to 2013 at 5-year intervals), based on quintile-wise matching and the estimation of a linear expenditure system. It turns out that, using the simple OECD scale, equivalent income is overestimated for households at the bottom end of the income distribution, while it is underestimated for households on average or higher income. Existing assessments therefore provide a distorted picture of the income distribution as well as the population exposed to poverty risks. To demonstrate this, the alternative scale weights are applied to annual data on household income taken from the German Socio-Economic Panel (SOEP, waves 1992 to 2015). Our results indicate that (i) equivalent income of families tends to decrease with the number of children; (ii) poverty risks are higher for households with children than was previously known and are really severe for single parents; (iii) our findings show some variation but are basically robust throughout the observation period. The income position of families is thus unfavourable but largely stable, which may be attributed mainly to a rise in mothers' labour-force participation rather than to changes in child-related financial benefits.

Über die Autoren



Jan Marvin Garbuszus, Jahrgang 1986, ist seit 2011 wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Sektion für Sozialpolitik und Sozialökonomie der Ruhr-Universität Bochum. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in den Feldern angewandte Sozialforschung und Sozialökonomie sowie Statistik und Ökonometrie, insbesondere parametrische Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen. Im September 2017 promovierte er mit einer Arbeit über nutzenabhängige Äquivalenzskalen.



Sebastian Pehle, Jahrgang 1986, ist seit 2015 wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Sektion für Sozialpolitik und Sozialökonomie der Ruhr-Universität Bochum. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in den Feldern Arbeitsmarktökonomik, Erhebungsmethoden und Statistik. Seit 2017 promoviert er zum Thema Non-response und seine Auswirkungen auf die Darstellung der Einkommensverteilung.



Prof. Dr. Notburga Ott, Jahrgang 1954, hat seit 1999 den Lehrstuhl für Sozialpolitik und Institutionenökonomik an der Ruhr-Universität Bochum inne. Zuvor war sie Professorin für Wirtschaftspolitik an der Humboldt-Universität Berlin und der Universität Bielefeld. Ihre Arbeitsschwerpunkte liegen im Bereich der Sozialpolitik, insbesondere der Familien- und Gesundheitspolitik sowie der Arbeitsmarkt- und Bevölkerungsökonomik. Sie ist Mitglied in verschiedenen Expertengremien zur Politikberatung, wie dem Wissenschaftlichen Beirat für Familienfragen beim BMFSFJ, sowie im Vorstand von wissenschaftlichen Instituten und Gremien, wie der Johannes-Rau-Foundation.



Prof. Dr. Martin Werding, Jahrgang 1964, hat seit 2008 den Lehrstuhl für Sozialpolitik und öffentliche Finanzen an der Ruhr-Universität Bochum inne. Zuvor leitete er seit 2000 den Forschungsbereich Sozialpolitik und Arbeitsmärkte am ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in den Feldern öffentliche Finanzen und soziale Sicherung, insbesondere Alterssicherung und Familienpolitik; daneben befasst er sich mit Fragen der Bevölkerungs- und Arbeitsmarktökonomie. Er ist stellvertretender Vorsitzender des Wissenschaftlichen Beirats für Familienfragen beim BMFSFJ und regelmäßig als wissenschaftlicher Berater des BMF und des BMI tätig. Seit 2013 ist er Mitglied der Akademie der Wissenschaften und der Literatur in Mainz.

Literatur

- Aaberge, Rolf und Ingrid Melby (1998), „The sensitivity of income inequality to choice of equivalence scales“, *Review of Income and Wealth* 44(4): 565–569.
- Banks, James, Richard Blundell und Arthur Lewbel (1997), „Quadratic Engel curves and consumer demand“, *Review of Economics and Statistics* 79(4): 527–539.
- Becker, Irene (2003), „Familien im Spektrum der Einkommensverteilung: Eine Bestandsaufnahme für Deutschland“, *Sozialer Fortschritt* 52(1): 2–10.
- Bedau, Klaus-Dietrich und Peter Krause (1998), „Das Einkommen der privaten Haushalte nach unterschiedlichen Statistiken“, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 67(3): 209–234.
- Blundell, Richard W. und Arthur Lewbel (1991), „The information content of equivalence scales“, *Journal of Econometrics* 50(1+2): 49–68.
- Blundell, Richard W., Martin Browning und Ian A. Crawford (2003), „Nonparametric Engel curves and revealed preference“, *Econometrica* 71(1): 205–240.
- Bock-Famulla, Kathrin, Eva Strunz und Anna Löhle (2017), *Länderreport Frühkindliche Bildungssysteme 2017: Transparenz schaffen – Governance stärken*, Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.
- Böhmer, Michael, Oliver Ehrentraut, Andreas Heimer, Melanie Henkel, Nina Ohlmeier, Katharina Poschmann, Sabrina Schmutz und Johannes Weisser (2014), *Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Maßnahmen und Leistungen in Deutschland*, Prognos: Berlin.
- Boockmann, Bernhard, Rolf Kleimann, Nicole Meythaler, Arne Nasgowitz, Sebastian Nielen, Jochen Späth (IAW), Maximilian Blömer, Mathias Dolls, Max Löffler, Theresa Markefke, Andreas Peichl, Holger Stichnoth, Martin Ungerer (ZEW) und Martin Biewen (2015), *Analyse der Verteilung von Einkommen und Vermögen in Deutschland*, Bundesministerium für Arbeit und Soziales: Berlin.
- Browning, Martin (1992), „Children and household economic behavior“, *Journal of Economic Literature* 30(3): 1434–1475.
- Büchel, Felix und Heike Trappe (2001), „Die Entwicklung der Einkommensposition kinderreicher Familien in Deutschland“, *Zeitschrift für Familienforschung* 13(2): 5–28.
- Bundesministerium der Finanzen (2016), *Datensammlung zur Steuerpolitik, Ausgabe 2015*, Bundesministerium der Finanzen: Berlin.

Bundesministerium für Arbeit und Soziales (div. Jg.), *Sozialbudget*, Bundesministerium für Arbeit und Soziales: Berlin (zuletzt: *Sozialbudget 2015*, Download unter: www.bmas.de/DE/Service/Medien/Publikationen/a230-15-sozialbudget-2015.html).

Bundesministerium für Bildung und Wissenschaft (div. Jg.), *Grund- und Strukturdaten zum Bildungswesen*, Bundesministerium für Bildung und Wissenschaft: Bonn, Berlin.

Chiappori, Pierre-André (2016), „Equivalence versus indifference scales“, *The Economic Journal* 126(59): 523–545.

Christoph, Bernhard, Johannes Pauser und Jürgen Wiemers (2014), „Konsummuster und Konsumarmut von SGB-II-Leistungsempfängern“, *IAB-Discussion Paper* Nr. 9/2014.

Conniffe, Denis und Gary Keogh (1988), „Equivalence scales and costs of children“, *General Research Series* 142, The Economic and Social Research Institute: Dublin.

De Vos, Klaas und M. Asghar Zaidi (1997), „Equivalence scale sensitivity of poverty statistics for the member states of the European Community“, *Review of Income and Wealth* 43(3): 319–333.

Deaton, Angus S. und John Muellbauer (1980a), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press: Cambridge.

Deaton, Angus S. und John Muellbauer (1980b), „An almost ideal demand system“, *American Economic Review* 70(3): 312–326.

Deaton, Angus S. und John Muellbauer (1986), „On measuring child costs: With applications to poor countries“, *Journal of Political Economy* 94(4): 720–744.

Debels, Anneliese und Leen Vandecastelle (2008), „The time lag in annual household-based income measures: assessing and correcting the bias“, *Review of Income and Wealth* 54 (1).

Deckl, Sylvia (2013), „Einkommensungleichheit, Armut und materielle Entbehrung“, in: Statistisches Bundesamt und Wissenschaftszentrum Berlin (Hrsg.), *Datenreport 2013*, Bundeszentrale für politische Bildung: Bonn: 158–167.

Deutscher Bundestag (2001), „Lebenslagen in Deutschland: Erster Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung“, *BT-Drs.* 14/5990.

Deutscher Bundestag (2005), „Lebenslagen in Deutschland: Zweiter Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung“, *BT-Drs.* 15/5015.

Deutscher Bundestag (2017), „Lebenslagen in Deutschland: Fünfter Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung“, *BT-Drs.* 18/11980.

Donaldson, David und Krishna Pendakur (2004), „Equivalent-expenditure functions and expenditure-dependent equivalence scales“, *Journal of Public Economics* 88(1+2): 175–208.

Donaldson, David und Krishna Pendakur (2006), „The identification of fixed costs from consumer behavior“, *Journal of Business & Economic Statistics* 24(3): 255–265.

Dudel, Christian, Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott und Martin Werding (2014), *Überprüfung der Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen auf Basis der EVS 2008*, ZEFIR-Forschungsbericht Bd. 5, Zentrum für Interdisziplinäre Regionalforschung: Bochum.

Dudel, Christian, Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott und Martin Werding (2015), „Income dependent equivalence scales, inequality, and poverty“, *CESifo Working Paper* Nr. 5568, CESifo Research Network: München.

Dudel, Christian, Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott und Martin Werding (2017a), „Regelbedarfsermittlung für die Grundsicherung: Perspektiven für die Weiterentwicklung“, *Sozialer Fortschritt* 66(6): 433–450.

Dudel, Christian, Jan Marvin Garbuszus, Notburga Ott und Martin Werding (2017b), „Matching as non-parametric preprocessing for the estimation of equivalence scales“, *Journal of Economics and Statistics* 237(2): 115–141.

Eggen, Bernd und Marina Rupp (2006), „Einkommenssituation großer Familien“, in: Bernd Eggen und Martina Rupp (Hrsg.), *Kinderreiche Familien*, VS Verlag: Wiesbaden, S. 85–111.

Engel, Ernst (1857), „Die Productions- und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen“, *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Inneren* 3(8+9): 153–182.

Faik, Jürgen (1995), *Äquivalenzskalen: Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland*, Duncker & Humblot: Berlin.

Felbermayer, Gabriel, Michele Battisti und Sybille Lehwald (2016), *Entwicklung der Einkommensungleichheit: Daten, Fakten und Wahrnehmungen*, Stiftung Familienunternehmen: München.

Feld, Lars P. und Christoph C. Schmidt (2016), „Jenseits der schrillen Töne: Elemente für eine rationale Diskussion über die Ungleichheit von Einkommen und Vermögen in Deutschland“, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 17(2): 188–205.

Frick, Joachim R., Markus M. Grabka und Olaf Groh-Samberg (2012), „Dealing with incomplete household panel data in inequality research“, *Sociological Methods & Research* 41(1): 89–123.

- Fuchs, Victor R. (1965), „Towards a theory of poverty“, in: Task Force on Economic Growth and Opportunity (Hrsg.), *The Concept of Poverty*, Chamber of Commerce of the United States: Washington, D.C.: 71–91.
- Garbuszus, Jan Marvin (2016), „Schätzung nichtlinearer Gleichungssysteme in R mit nlsur“, mimeo, Ruhr-Universität Bochum.
- Garbuszus, Jan Marvin (2017), *Quadratische Engelkurven: Schätzung von nutzenabhängigen Äquivalenzskalen*, Dissertation, Ruhr-Universität Bochum (Publikation in Vorbereitung).
- Goebel, Jan und Peter Krause (2016), *Einkommensentwicklung – Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik*, in: *Datenreport 2016*, Bundeszentrale für politische Bildung: Bonn: 178–190.
- Goebel, Jan, Markus M. Grabka und Carsten Schröder (2015), „Einkommensungleichheit in Deutschland bleibt weiterhin hoch“, *DIW-Wochenbericht* 82(25): 571–586.
- Gower, John C. (1971), „A general coefficient of similarity and some of its properties“, *Biometrics* 27(4): 857–871.
- Grabka, Markus M. und Joachim R. Frick (2010), „Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen“, *DIW-Wochenbericht* 77(7): 2–11.
- Grabka, Markus M. und Peter Krause (2005), „Einkommen und Armut von Familien und älteren Menschen“, *DIW-Wochenbericht* 72(9): 155–162.
- Hagenaars, Aldi J.M., Klaas de Vos und M. Asghar Zaidi (1994), *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg.
- Haisken-DeNew, John P. und Joachim R. Frick (2005), *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP) – Version 8.0*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung: Berlin.
- Hancioglu, Mine (2015), *Alleinerziehende und Gesundheit: Die Lebensphase „alleinerziehend“ und ihr Einfluss auf die Gesundheit*, Dissertation, Ruhr-Universität Bochum.
- Hanisch, Jens Ulrich (2004), „Quality of Income Data in Household Panels with Respect to Rounding and Use of Income Brackets“, in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.), *Harmonisation of Panel Surveys and Data Quality*, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.
- Hansen, Ben B. und Stephanie Olsen Klopfer (2006), „Optimal full matching and related designs via network flows“, *Journal of Computational and Graphical Statistics* 15(3): 609–627.

Hartmann, Bastian (2015), *(K)Ein Bund fürs Leben: Ehestabilität und ökonomische Auswirkungen von Scheidungen*. Familie und Familienwissenschaft, Springer VS: Wiesbaden.

Hauser, Richard (2007), „Probleme des deutschen Beitrags zu EU-SILC aus der Sicht der Wissenschaft: ein Vergleich von EU-SILC, Mikrozensus und SOEP“, *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research* Nr. 69.

Hauser, Richard (2012), „Das Maß der Armut: Armutsgrenzen im sozialstaatlichen Kontext – Der sozialstatistische Diskurs“, in: Ernst-Ulrich Huster, Jürgen Boeckh und Hildegard Mogge-Grotjahn (Hrsg.), *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*, VS-Verlag/Springer: Wiesbaden: 122–146.

Hauser, Richard und Irene Becker (2001), *Einkommensverteilung im Querschnitt und im Zeitverlauf 1973–1998*, Typoskript, Johann-Wolfgang-Goethe-Universität: Frankfurt/Main.

Hauser, Richard und Irene Becker (2004), *Verteilung der Einkommen 1999–2003*, Typoskript, Johann-Wolfgang-Goethe-Universität: Frankfurt/Main.

Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik (2010), *Grundinformationen und Daten zur Sozialhilfe (Sozialgesetzbuch XII)*, ISG: Köln.

Juncke, David und Melanie Henkel (2013), *Mehrkindfamilien in Deutschland: Dossier*, Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend: Berlin.

Kapteyn, Arie und Bernard M.S. van Praag (1976), „A new approach to the construction of family equivalence scales“, *European Economic Review* 7(4): 313–335.

Klein, Lawrence R. und Herman Rubin (1947), „A constant-utility index of the cost of living“, *Review of Economic Studies* 15(2): 84–87.

Kluve, Jochen und Marcus Tamm (2013), „Parental leave regulations, mothers' labor force attachment and Fathers' childcare involvement: Evidence from a natural experiment“, *Journal of Population Economics* 26(3): 983–1005.

Köhler, Theresa (2016), „Income and wealth poverty in Germany“, *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research* Nr. 857.

Koulovatianos, Christos, Carsten Schröder und Ulrich Schmidt (2005), „On the income dependence of equivalence scales“, *Journal of Public Economics* 89(5+6): 967–996.

Krause, Peter und Tanja Zähle (2005), „Einkommen und Armut bei Haushalten mit Kindern“, *Zeitschrift für Familienforschung* 17(2): 189–207.

Lauterbach, Wolfgang (2003), „Armut in Deutschland und mögliche Folgen für Familien und Kinder“, *Oldenburger Universitätsreden* Nr. 143.

- Lluch, Constantino (1973), „The extended linear expenditure system“, *European Economic Review* 4(1): 21–32.
- Merz, Joachim (1983), „FELES: The functionalized extended linear expenditure system – Theory, estimation procedures and application to individual household consumption expenditures involving socioeconomic and sociodemographic characteristics“, *European Economic Review* 23(3): 359–394.
- Missong, Martin (2004), *Demographisch gegliederte Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen für Deutschland: Eine empirische Überprüfung neoklassischer Ansätze anhand der Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben*, Duncker & Humblot: Berlin.
- Nelson, Julie A. (1993), „Household equivalence scales: theory versus policy“, *Journal of Labor Economics* 11(3): 471–493.
- OECD (o.J.), „What are equivalence scales?“, OECD Income Distribution Database (IDD): Methods and Concepts, Download unter: <http://www.oecd.org/eco/growth/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf>.
- Ott, Notburga, Heinrich Schürmann und Martin Werding (2012), *Schnittstellen im Sozial-, Steuer- und Unterhaltsrecht*, Nomos: Baden-Baden.
- Pischner Rainer (2007), „Die Querschnittsgewichtung und die Hochrechnungsfaktoren des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) ab Release 2007 (Welle W): Modifikationen und Aktualisierungen“, *DIW Data Documentation* Nr 22.
- Plug, Erik J.S. und Bernard M.S. van Praag (1995), „Family equivalence scales with a narrow and broad welfare context“, *Journal of Income Distribution* 4(2): 171–186.
- Pollak, Robert A. und Terence J. Wales (1978), „Estimation of complete demand systems from household budget data: The linear and quadratic expenditure systems“, *American Economic Review* 68(3): 348–359.
- Pollak, Robert A. und Terence J. Wales (1995), *Demand System Specification and Estimation*, Oxford University Press: Oxford.
- R Core Team (2016), „R: A language and environment for statistical computing“, R Foundation for Statistical Computing: Wien (<https://www.R-project.org/>).
- Rainwater, Lee (1974), *What Money Buys: Inequality and the Social Meaning of Income*, Basic Books: New York.
- Rendtel, Ulrich, Rolf Langeheine und Roland Berntsen (1998), „The estimation of poverty dynamics using different measurements of household income“, *Review of Income and Wealth* 44(1): 81–98.

Rothbarth, Erwin (1943), „Note on a method of determining equivalent income for families of different composition“, in: Charles Madge (Hrsg.), *War Time Pattern of Saving and Spending*, Cambridge University Press: Cambridge, Appendix 4.

Schölmerich, Axel, Alexandru Agache, Birgit Leyendecker, Notburga Ott und Martin Werding (2014), „Das Wohlergehen von Kindern als Zielgröße politischen Handelns“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 83(1): 69–86.

Schulze, Alexander (2009), *Sozioökonomische Konsequenzen der Fertilität: Folgen der Geburt von Kindern für den Wohlstand von Paarhaushalten*, Springer VS: Wiesbaden.

Schwarze, Johannes (1995), „Simulating German income and social security tax payments using the G-SOEP“, *Cross-National Studies in Aging Program Project Paper* Nr. 19.

Schwarze, Johannes (2003), „Familienbezogenes Einkommensmonitoring: Konzepte und Daten“, *ifb Materialien* Nr. 8/2003.

Schwarze Johannes und Susanne Elsas (2013), *Analyse von Einkommensverteilungen: Ansätze, Methoden und Empirie*, University of Bamberg Press: Bamberg.

Schröder, Mathis, Rainer Siegers und C. Katharina Spieß (2013), „Familien in Deutschland – FiD“, *Schmollers Jahrbuch* 133(4): 595–606.

Seiler, Christian (2017), *Die Berücksichtigung von Kindern durch Kinderfreibeträge und Kindergeld: Maßstäbe, Befund zur Gesetzeslage und Reformperspektiven*, Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.

Statistisches Bundesamt (2013a), *Wirtschaftsrechnungen – Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Aufgabe, Methode und Durchführung 2008*, Fachserie 15, Heft 7, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2013b), *Wirtschaftsrechnungen – Einkommens- und Verbrauchsstichprobe: Wohnverhältnisse privater Haushalte 2013*, Fachserie 15 Sonderheft 1, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2016a), *Mikrozensus 2015: Qualitätsbericht*, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2016b), *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, EVS 2013: Qualitätsbericht*, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2016c), *Bauen und Wohnen, Mikrozensus: Zusatzerhebung 2014*, Fachserie 5 Heft 1, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2016d), *Statistiken der Kinder- und Jugendhilfe: Kinder und tätige Personen in Tageseinrichtungen und in öffentlich geförderter Kindertagespflege*, Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.

- Statistisches Bundesamt (div. Jg.), *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit: Bevölkerungsfortschreibung* (Fachserie 1, Reihe 1.3), Statistisches Bundesamt: Wiesbaden.
- Stichnoth, Holger (2016), *Verteilungswirkungen ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen*, Heinrich-Böll-Stiftung: Berlin.
- Stone, Richard (1954), „Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of british demand“, *Economic Journal* 64(255): 511–527.
- Stutzer, Erich (2003), „Die Einkommenslage von Familien und Kindern“, in: Hessische Staatskanzlei (Hrsg.), *Die Familienpolitik muss neue Wege gehen! Der „Wiesbadener Entwurf“ zur Familienpolitik*, Westdeutscher Verlag: Wiesbaden: 206–217.
- Stryck, Ingo (1997), *Kosten von Kindern: Die Ermittlung von wohlstandsäquivalenten Einkommensrelationen für Haushalte unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung*, Peter Lang: Frankfurt/Main.
- Tophoven, Silke, Torsten Lietzmann, Sabrina Reiter und Claudia Wenzig (2017), *Armutsmuster in Kindheit und Jugend: Längsschnittbetrachtungen von Kinderarmut*, Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.
- Wagner, Gert G., Jan Göbel, Peter Krause, Rainer Pischner und Ingo Sieber (2008), „Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender)“, *AStA Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Archiv*, 2(4): 301–328.
- Werding, Martin (2014), *Familien in der gesetzlichen Rentenversicherung: Das Umlageverfahren auf dem Prüfstand*, Bertelsmann Stiftung: Gütersloh.
- Wissenschaftlicher Beirat für Familienfragen (2001), *Gerechtigkeit für Familien: Zur Begründung und Weiterentwicklung des Familienlasten- und Familienleistungsausgleichs*, W. Kohlhammer: Stuttgart.
- Wissenschaftlicher Beirat für Familienfragen (2008), *Bildung, Betreuung und Erziehung für Kinder unter drei Jahren – elterliche und öffentliche Sorge in gemeinsamer Verantwortung*, Bundesministerium für Familie, Frauen, Senioren und Jugend: Berlin.
- Zellner, Arnold (1962), „An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias“, *Journal of the American Statistical Association* 57(298): 348–68.

Tabellen- und Abbildungsverzeichnis

Kästen

Kasten 3-1:	Äquivalenzgewichte und individuelle Bedarfe – eine Klärung	30
Kasten 5-1:	Distanzmaß und Matching-Algorithmus	49
Kasten 5-2:	Das Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES)	51
Kasten 5-3:	Berechnung der Äquivalenzgewichte	52

Tabellen

Tabelle 4-1:	Haushaltstypen in der EVS (1998–2013)	35
Tabelle 4-2:	Anteile von Mieter- und Wohneigentümer-Haushalten (EVS 1998–2013)	39
Tabelle 6-1:	Haushaltstypen im SOEP (Fallzahlen; 1992–2015)	61
Tabelle 6-2:	„Screener-Variable“ und generiertes Einkommen im Vergleich	63

Abbildungen

Abbildung 1:	Einkommensabhängige Äquivalenzskala (EVS 2013)	12
Abbildung 2:	Haushaltseinkommen nach Haushaltstypen (2015)	14
Abbildung 3:	Äquivalenzeinkommen nach Haushaltstypen (2015)	14
Abbildung 4:	Armutrisiko (60 % des Median-Einkommens) und Äquivalenzgewichtung (1992–2015)	16
Abbildung 5:	Armutrisiko (60 % des Median-Einkommens) bei Ein-Eltern-Haushalten mit einem Kind (1992–2015)	17
Abbildung 4-1:	Erwerbsbeteiligung nach Geschlecht und Haushaltstypen (EVS 1998–2013)	36
Abbildung 4-2:	Erwerbskonstellation in Paarhaushalten (EVS 1998–2013)	37
Abbildung 4-3:	Verteilung der Nettoeinkommen und Gesamtausgaben nach Haushaltstyp (EVS 2013)	38
Abbildung 4-4:	Anteile der Ausgaben für Lebensmittel nach Einkommen (EVS 2013)	39
Abbildung 4-5:	Alltagsausgaben und „sonstige“ Ausgaben nach Gütergruppen (EVS 2013)	43

Abbildung 5-1: Engel-Kurven und Basiskonsum	53
Abbildung 5-2: Einkommensabhängige Äquivalenzskala (EVS 2013)	55
Abbildung 5-3: Einkommensabhängige Äquivalenzskalen (EVS 1998–2013)	56
Abbildung 6-1: Anteile der Haushaltstypen (hochgerechnet; SOEP 1992–2015)	62
Abbildung 6-2: Vergleich der Verteilungen der Einkommensvariablen (SOEP 2014)	65
Abbildung 7-1: Einkommensverteilung und Äquivalenzgewichtung	69
Abbildung 7-2: Nettohaushaltseinkommen nach Haushaltstyp und Äquivalenzskalen (2015)	70
Abbildung 7-3: Haushaltseinkommen nach Haushaltstypen (2015)	71
Abbildung 7-4: Äquivalenzeinkommen nach Haushaltstypen (2015)	72
Abbildung 7-5: Entwicklung der Äquivalenzeinkommen nach Haushaltstyp (1992–2015)	74
Abbildung 7-6: Relative Entwicklung der Äquivalenzeinkommen (1992–2015)	76
Abbildung 7-7: Armutsrisiko (60 %-Grenze) und Äquivalenzgewichtung (1992–2015)	78
Abbildung 7-8: Armut (50 %-Grenze) und Äquivalenzgewichtung (1992–2015)	79
Abbildung 7-9: Armutsrisiko und Äquivalenzgewichtung nach Haushaltstypen und Armutsrisikogrenze (ARG; 1992-2015)	81
Abbildung 8-1: Kindergeld und Kinderfreibeträge lt. EStG (1990–2015)	85
Abbildung 8-2: Erziehungs- und Elterngeld (inflationsbereinigt; 1990–2015)	86
Abbildung 8-3: Kindertagesbetreuung im Alter unter 6 Jahren (1993–2015)	88
Abbildung 8-4: Grundsicherung nach BSHG und SGB II (inflationsbereinigt; 1991–2015)	89
Abbildung 8-5: Erwerbsbeteiligung von Paaren nach Haushaltstyp (1992–2015)	92
Abbildung 8-6: Erwerbsbeteiligung von Frauen nach Haushaltstyp (1992–2015)	94
Abbildung 8-7: Erwerbsbeteiligung von Männern in Paarhaushalten	95
Abbildung 8-8: Erwerbsbeteiligung von Paaren mit Kindern nach Alter des jüngsten Kindes (1992–2015)	96
Abbildung 8-9: Paare mit Kinderbetreuung für das jüngste Kind nach Alter des Kindes und Erwerbskonstellation (1992–2015)	97

Impressum

© Februar 2018
Bertelsmann Stiftung, Gütersloh

Bertelsmann Stiftung
Carl-Bertelsmann-Straße 256
33311 Gütersloh
www.bertelsmann-stiftung.de

Verantwortlich

Antje Funcke

Titelfoto

Getty Images/iStockphoto/skynesher

Gestaltung

Markus Diekmann, Bielefeld

Druck

Matthiesen Druck, Bielefeld

DOI 10.11586/2017050

Adresse | Kontakt

Bertelsmann Stiftung
Carl-Bertelsmann-Straße 256
33311 Gütersloh
Telefon +49 5241 81-0

Antje Funcke
Programm Wirksame Bildungsinvestitionen
Telefon +49 5241 81-81243
Fax +49 5241 81-681243
antje.funcke@bertelsmann-stiftung.de

www.bertelsmann-stiftung.de