

Institut für *Halle Institute for Economic Research* Wirtschaftsforschung Halle



Prekäre Einkommenslagen in Deutschland Ein Ost-West-Vergleich 1996 bis 2002

*Herbert S. Buscher, IWH, Halle
Juliane Parys, Universität Hannover*

März 2006

Nr. 2

IWH-Diskussionspapiere
IWH-Discussion Papers

Prekäre Einkommenslagen in Deutschland
Ein Ost-West-Vergleich 1996 bis 2002

Herbert S. Buscher, IWH, Halle
Juliane Parys, Universität Hannover

März 2006

Nr. 2

Autoren: Herbert S. Buscher
Email: Herbert.Buscher@iwh-halle.de
Tel.: (0345) 77 53-770

Juliane Parys

Layout: Ingrid Dede

The responsibility for discussion papers lies solely with the individual authors. The views expressed herein do not necessarily represent those of the IWH. The papers represent preliminary work and are circulated to encourage discussion with the author. Citation of the discussion papers should account for their provisional character; a revised version may be available directly from the author.

Comments and suggestions on the methods and results presented are wellcome.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE – IWH

Prof. Dr. Ulrich Blum (Präsident), Dr. Hubert Gabrisch (Forschungsdirektor)

Das IWH ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Telefon: (0345) 77 53-60

Telefax: (0345) 77 53-8 20

Internetadresse: <http://www.iwh-halle.de>

Prekäre Einkommenslagen in Deutschland Ein Ost-West-Vergleich 1996 bis 2002

Abstract

The paper investigates the distribution of equivalence-weighted net household income for West and East Germany, covering the period from 1996 to 2002. The data set used is the annual cross section data set “Mikrozensus”. The main issues of the paper are two-fold. First, we analyze standard measures of income distributions as well as measures of inequality. Second, we set up a Logit model to explain relative poorness in East and West Germany using Mikrozensus data to capture household characteristics. The main focus in this section deals with the question how different types of forms of living and the number of children will affect the risk of falling into precarious income situations. The results show that the risk of getting poor is higher for families with children as well as for single persons with children.

Keywords: income distribution, equivalence income, relative poorness, micro census, logit models

JEL Klassifikation: I32, D31, C25

Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht die Verteilung der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen von Haushalten und Lebensgemeinschaft in West- und Ostdeutschland für die Zeit von 1996 bis 2002 auf der Grundlage der Daten des Mikrozensus. Die Untersuchung gliedert sich in einen deskriptiven Teil, der eindimensionale Maße zur Einkommensverteilung und zur Messung der Ungleichheit diskutiert, und in einen zweiten Teil, in dem auf der Basis eines Logit-Modells Determinanten bestimmt werden, die für prekäre Lebens- und Einkommenslagen ursächlich sein können. Ein besonderes Gewicht wird hierbei auf unterschiedliche Lebensformen und die Anzahl der Kinder gelegt. Die Ergebnisse zeigen ein deutlich höheres Armutsrisiko für Lebensgemeinschaften bzw. Familien mit Kindern im Vergleich zu kinderlosen Paaren.

Schlagworte: Einkommensverteilung, Äquivalenzeinkommen, relative Armut, Mikrozensus, Logit-Modell

Inhaltsverzeichnis

Prekäre Einkommenslagen in Deutschland Ein Ost-West-Vergleich 1996 bis 2002

1	Einleitung.....	7
2	Ein Überblick über aktuelle Ergebnisse zur Einkommensverteilung in Deutschland.....	9
3	Das Konzept der neuen Lebensformen im Mikrozensus, Einkommen und Einkommensverteilung	11
4	Spezifikation und Ergebnisse der Logit-Schätzungen	16
4.1	Die formale Struktur des Modells	17
4.2	Auswahl möglicher Determinanten für die Logit-Schätzungen.....	17
4.3	Ergebnisse der Logit-Schätzungen	18
5	Schlussfolgerungen.....	22
	Literaturverzeichnis	24
	Anhang.....	28

Prekäre Einkommenslagen in Deutschland Ein Ost-West-Vergleich 1996 bis 2002

1 Einleitung¹

Die Beobachtung und Analyse der Einkommensverteilung hat eine lange Tradition, jedoch geriet sie in den siebziger und achtziger Jahren im Vergleich zu anderen Themen etwas in den Hintergrund aktueller wirtschaftspolitischer Diskussionen. Einer der Gründe hierfür war, dass die Auseinandersetzung über die Einkommensverteilung in wesentlichen Punkten auf einer makroökonomischen Ebene stattfand, auf der Einkommensanteile (die sogenannte funktionale Einkommensverteilung) zwischen Arbeit und Kapital eine herausragende Rolle spielten (Atkinson, 2000). Verstärkt wurde das „Desinteresse“, zumindest in Deutschland, dadurch, dass sich bis zu Beginn der neunziger Jahre keine wesentlichen Änderungen in der Ungleichheit der Einkommensverteilung, gemessen am Gini-Koeffizienten, ergeben hatten.

Erst mit der Verlagerung der Arbeitsnachfragefunktion zu Ungunsten gering qualifizierter hin zu qualifizierter Arbeit und der damit einhergehenden hohen Arbeitslosigkeit und der zunehmenden Langzeitarbeitslosigkeit erwachte das Interesse an der Einkommensverteilung neu, wobei insbesondere die Entwicklung in den unteren Segmenten der Einkommensverteilung Beachtung fand. Verstärkt wurde dieses Interesse durch die Wiedervereinigung Deutschlands und den damit einhergehenden Problemen mangelnder Beschäftigungsmöglichkeiten, hoher Arbeitslosigkeit und Flexibilisierung der Arbeitsbeziehungen und der Entgeltregelungen besonders in den neuen Bundesländern. Unterstützt wurde das wiedererwachte Interesse an der personellen Einkommensverteilung auch durch die umfangreichen individuellen Datensätze, die mittlerweile als faktisch anonymisierte „scientific use files“ zur Verfügung stehen, und eine Verlagerung der vormals makroökonomisch ausgerichteten Einkommensanalyse auf eine mikroökonomische Ebene – und somit der personellen Einkommensverteilung – ermöglichen. Zu nennen sind hier die Daten des Mikrozensus (MZ), die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS), das Europäische Haushaltspanel (ECHP) und nicht zuletzt das Sozioökonomische Panel des DIW (SOEP). Diese Datensätze erlauben in der Regel eine sehr detaillierte Analyse der Einkommenslagen ausgewählter gesellschaftlicher Gruppen, wobei insbesondere die unteren Einkommensgruppen Gegenstand der Forschung sind.

¹ Wir danken Gabriele Hardt, Jan Sauermann und Joachim Wilde für wertvolle Hinweise zu dieser Arbeit und insbesondere Frau Hardt für die Aufbereitung des Datensatzes und für die Unterstützung der Berechnungen. Dank geht auch an die Teilnehmer der 4. Nutzerkonferenz „Forschung mit dem Mikrozensus“ für ihre konstruktive Kritik. Selbstredend gehen alle Fehler und Unzulänglichkeiten dieser Arbeit zu unseren Lasten.

Der Beitrag versucht, drei Aspekte bei der Analyse der Einkommensverteilung zu berücksichtigen, die unseres Erachtens bisher nicht oder nur unvollkommen beachtet wurden:

Erstens, während fast ausschließlich Daten des SOEP bzw. der EVS zur Analyse der personellen Einkommensanalyse in Deutschland herangezogen wurden, werden in diesem Beitrag die Daten des Mikrozensus für die Jahre 1996 und 2002 verwendet. Dies soll einen Vergleich mit den Ergebnissen aus dem SOEP bzw. EVS ermöglichen, sofern es um die Verteilung der äquivalenzgewichteten Haushaltsnettoeinkommen insgesamt geht und nicht um einzelne Komponenten. Zweitens, es wird von dem traditionellen Familienkonzept auf das Konzept der neuen Lebensformen übergegangen. Diesem seit 1996 vom Statistischen Bundesamt erhobenen Konzept zufolge werden auch nicht verheiratete wie eheliche Lebensgemeinschaften behandelt. Hierzu werden Vorschläge gemacht, wie die wirtschaftliche und gesellschaftliche Situation einer Familie bzw. einer Lebensgemeinschaft erfasst werden kann, wenn nicht ausschließlich auf den Familienvorstand abgestellt werden soll. Und drittens, fast alle Studien zur Einkommensverteilung (dies ist von der Verteilung von Lohneinkommen² zu unterscheiden) beschränken sich auf die Berechnung von typischen Kennziffern wie Ungleichheits- und Armutsmaße sowie von Perzentilen. Hier wird darüber hinaus ein regressionsanalytischer Ansatz vorgestellt, der mögliche Determinanten ermitteln und ihren Einfluss quantifizieren soll, die zu prekären Lebens- und Einkommenslagen führen können. Hierzu werden entsprechende Logit-Modelle geschätzt, wobei die Schätzungen für West- und Ostdeutschland getrennt durchgeführt werden.

Nicht untersucht wird, wie sich neben der Einkommenssituation auch die Vermögenssituation entwickelt hat.³ Dies bedeutet auch, dass über mögliche Verschuldung und deren Höhe keine Aussagen gemacht werden.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt: Im folgenden Abschnitt wird ein knapper Überblick über bestehende Untersuchungen zur deutschen Einkommensverteilung gegeben. Daran anschließend wird das Konzept der neuen Lebensform kurz erläutert. Der vierte Abschnitt präsentiert deskriptive Maße zur Charakterisierung der Einkommensverteilung auf der Grundlage der Daten des Mikrozensus für die beiden Jahre 1996 und 2002, getrennt nach West- und Ostdeutschland. Berlin bleibt wegen seiner besonderen Lage hinsichtlich der Zuordnung zu einem Gebietsstand aus den Untersuchungen unberücksichtigt.

2 Untersuchungen, die ausschließlich die Verteilung der Lohneinkommen zum Gegenstand haben, wurden u. a. von *Steiner und Wagner* (1997, 1998), *Franz und Steiner* (1999), *Hauser und Fabig* (1999) und vom *DGB* (2001) durchgeführt.

3 Für eine Analyse der Vermögenskonzentration siehe die Untersuchung von *Becker* (1999b) oder den entsprechenden Unterabschnitt im Zweiten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, der vom *ZEW Mannheim* bearbeitet wurde. Kritisch mit Vermögensanalysen setzt sich u. a. *Faik* (2000) auseinander.

tigt. Die Spezifikation des Modell und die Darstellung der Ergebnisse erfolgt im fünften Abschnitt. Der sechste Abschnitt fasst die wesentlichen Ergebnisse der Arbeit zusammen und gibt einen Ausblick über mögliche weitere Forschungsfragen. Eine detaillierte Beschreibung des Datensatzes befindet sich im Anhang.

2 Ein Überblick über aktuelle Ergebnisse zur Einkommensverteilung in Deutschland

Der im Frühjahr 2005 von der Bundesregierung (2005) vorgestellte 2. Armuts- und Reichtumsbericht stieß auf ein lebhaftes Echo in der Öffentlichkeit. Eines der wesentlichen Ergebnisse dieses Berichts ist, dass die relative Armut in Deutschland zugenommen hat. Zeitgleich zu dieser Entwicklung stieg der Anteil jener, die als „reich“ oder „vermögend“ angesehen werden, so dass sich die Schere zwischen arm und reich weiter öffnete. Von dieser zunehmenden Ungleichheit der Einkommensverteilung waren die Haushalte in den neuen Bundesländer relativ stärker betroffen im Westen.

In den neuen Bundesländern fand bis etwa Mitte 1995 eine rasche Anpassung der Einkommen an das westdeutsche Niveau statt, danach geriet dieser Prozess praktisch ins Stocken. Bis zum heutigen Zeitpunkt sind für Ostdeutschland kaum noch Einkommenszuwächse im Aggregat zu beobachten, die deutlich über den westdeutschen Zuwächsen liegen. Eher das Gegenteil ist der Fall. Begleitet wurde und wird diese Entwicklung von einer nach wie vor sehr hohen Arbeitslosigkeit, die mit etwa 20% deutlich über dem westdeutschen Niveau liegt. Arbeitslosigkeit bedeutet in der Regel trotz eines Leistungsanspruches ein deutlich niedrigeres Einkommen als jenes aus Erwerbstätigkeit. Die höhere Arbeitslosigkeit im Osten kann somit ein Grund dafür sein, dass der Anteil der Familien bzw. Lebensgemeinschaften, die sich in prekären Lebens- und Einkommenslagen befinden, höher ausfällt als in Westdeutschland.

Eine weitere Ursache für eine unterschiedliche Entwicklung der Einkommen in West und Ost kann aus der zeitweise beträchtlichen Abwanderungen von insbesondere qualifizierten und hoch qualifizierten Erwerbspersonen in den Westen resultieren. Da dieser Personenkreis in der Regel ein überdurchschnittliches Einkommen erzielt, können Abwanderung zu einem durchschnittlich niedrigeren Einkommensniveau in den neuen Bundesländern führen. Trifft diese Überlegung zu, dann ist zu erwarten, dass die Einkommensanteile in den oberen Einkommenssegmenten geringer als in Westdeutschland ausfallen und somit ein höheres Maß an Gleichverteilung zwischen den einzelnen Einkommensklassen zu erwarten ist.

Unterschiedliche Formen der Lebensführung können dazu beigetragen, dass sich die Einkommenssituation im Osten von der im Westen unterscheidet. Zu betonen ist dabei der höhere Anteil allein erziehender Personen in den neuen Bundesländern. Verhaltens-

unterschiede im Geburtenverhalten, wenngleich heute bereits weniger stark ausgeprägt als in den achtziger und neunziger Jahren, und hier insbesondere das Alter der Mütter zum Zeitpunkt der ersten Geburt, können dazu führen, dass eine Lebensgemeinschaft in eine prekäre Lebens- und Einkommenslage gerät.⁴

Schließlich ist die relative Besserstellung der gegenwärtigen Rentnergeneration in Ostdeutschland im Vergleich zum Westen zu erwähnen. Dieser Personenkreis war zu DDR-Zeiten praktisch ohne Unterbrechungen beschäftigt, sodass nach 1990 die Rentner aus der ehemaligen DDR auf entsprechende Rentenpunkte verweisen und somit die für sie höchstmögliche Rente erzielen konnten.

Seit Mitte der neunziger Jahre belebte sich spürbar das Interesse an der personellen Einkommensverteilung in Deutschland. Hierfür sprechen neben allgemeinen verteilungspolitischen Fragestellungen insbesondere die Wiedervereinigung Deutschlands sowie die Notwendigkeit zur Reform der sozialen Sicherungssysteme – und damit verbunden: die Frage nach den Verteilungswirkungen dieser Reformen. Ein erheblicher Teil der neuen Forschungsaktivitäten zur Einkommensverteilung wurde von Becker (1997a, b, 1999a, b) sowie Becker und Hauser (1995, 1997 bzw. Hauser und Becker 1996, 1997, 1998, 1999a, b) geleistet. In regelmäßigen Abständen veröffentlichen auch der Sachverständigenrat (2004) und das DIW (Grabka 2000, Otto und Siedler 2003) Analysen zur Einkommensverteilung und zur Entwicklung der Haushaltseinkommen. Steiner und Kraus (1996) fragen nach den Gewinnern und Verlierern in der ostdeutschen Einkommensverteilung zwischen 1989 und 1993, und Strengmann-Kuhn (2000) untersuchen, ob niedrige Lohneinkommen ein Indiz für prekäre Einkommenssituationen im Haushaltskontext darstellen. Hauser und Fabig (1999) schließlich betrachten das Arbeitnehmer-einkommen und die Einkommensmobilität von Haushalten in West- und Ostdeutschland. Ohne auf die jeweiligen Details der Studien einzugehen, lässt sich als Ergebnis festhalten, dass die Markteinkommen erheblich ungleicher verteilt sind als die Nettoeinkommen der Haushalte, und dass seit Mitte der neunziger Jahre eine Tendenz zu beobachten ist, die zu einer Polarisierung der Gesellschaft in reich und arm führen kann. Hinsichtlich der West-Ost-Entwicklung ist zwar eine Angleichung ostdeutscher Einkommen zu beobachten, aber die relative Armut im Osten ist deutlich höher als im Westen. Alle erwähnten Studien benutzen entweder den Paneldatensatz des SOEP oder die Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS), die in einem fünfjährigen Rhythmus vom Statistischen Bundesamt erhoben wird.⁵ Unterschiede in den einzelnen Untersuchungen bestehen hinsichtlich der Zeiträume und der jeweiligen Einkommens-

4 *Corak, Fertig und Tamm* (2005) zeigen, dass die Kinderarmut in Deutschland, gemessen als der Anteil der Kinder, die Sozialhilfe beziehen, ansteigt. Insbesondere stellt für Familien mit einem mittleren oder niedrigen Einkommen die Geburt eines dritten Kindes häufig die Schwelle zur relativen Armut dar.

5 Für einen Vergleich der Daten des SOEP und der EVS hinsichtlich ihrer Unterschiede und Gemeinsamkeiten siehe u. a. *Becker, Frick, Grabka, Hauser, Krause und Wagner* (2002).

definitionen. Die Unterscheidungen beziehen sich hierbei auf das Familieneinkommen, das Einkommen pro Kopf der Familie, ob eine Äquivalenzgewichtung vorgenommen wird, ob das Einkommen brutto oder netto gemessen ist etc.

Explizit mit relativer Armut bzw. mit Niedrigeinkommen befassen sich die Untersuchungen von Otto und Siedler (2003), Jenkins und van Kerm (2003), Hauser (1997), Strengman-Kuhn (2000), die Beiträge in Becker und Hauser (1997) und der Zweite Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2005). Ebenfalls sind in diesem Zusammenhang die Ergebnisse zu nennen, die auf Daten des Niedrigeinkommenspanels (NIEP) beruhen, (Schwarze und Mühling (2003)).

3 Das Konzept der neuen Lebensformen im Mikrozensus, Einkommen und Einkommensverteilung

Untersuchungen zur personellen Einkommensverteilung können entweder den Haushalt oder die in einem Haushalt lebenden Personen zum Gegenstand haben. Beide Untersuchungseinheiten haben ihre Berechtigung, jedoch hat es sich in der Literatur eingebürgert, dass das Einkommen pro Person untersucht wird. Als Haushalt werden im Mikrozensus alle Personen erfasst, die allein oder zusammen mit anderen eine wirtschaftliche Einheit bilden. Für jeden Haushalt wird eine Bezugsperson bestimmt, wobei es sich in der überwiegenden Anzahl der Fälle um die Person handelt, die als Hauptverdiener gilt. Als Familie gelten Ehepaare mit oder ohne Kinder und allein erziehende ledige, verheiratet getrennt lebende, geschiedene und verwitwete Väter und Mütter, die mit ihren Kindern im gleichen Haushalt leben. Entscheidend für den Begriff Familie ist, dass mindestens zwei Personen in einer ehelichen oder einer Eltern-Kind-Beziehung zusammenleben.

Seit 1996 hat das Statistische Bundesamt zusätzlich ein neues Konzept der Lebensformen, die so genannten Lebensgemeinschaften, eingeführt, in dem nichteheliche den ehelichen Lebensgemeinschaften gleichgestellt sind. Bei diesen nichtehelichen Lebensgemeinschaften kann es sich um Paare handeln, die mit oder ohne Kinder sind und ihre Beziehung entsprechend eingestuft haben. Allerdings ist die Beantwortung der Frage nach dem Lebenspartner im Mikrozensus freiwillig, so dass die Angaben bei einer Nichtbeantwortung vom Statistischen Bundesamt geschätzt werden. Während bei dem traditionellen Familienkonzept häufig die Bezugsperson zur Charakterisierung herangezogen wird, z. B. hinsichtlich der Staatsangehörigkeit, der schulischen Ausbildung, des höchsten beruflichen Abschlusses etc., finden sich bei Lebensgemeinschaften häufig gleichwertige Partner, die eine Fixierung auf den „Haushaltsvorstand“ als nicht unbedingt geeignet erscheinen lassen.

Im Mikrozensus wird das Einkommen für jedes einzelne Haushaltsmitglied als Nettogröße abgefragt, wobei der Befragte die Gesamtsumme seines Einkommens im Befragungsmonat angeben muss. Für diese Angabe stehen insgesamt 24 Klassen zur Verfügung, die von 0 bis 150 Euro bis zu 18 000 Euro und mehr reichen. Die beiden ersten Klassen haben eine Breite von 150 Euro, dann folgen sieben Klassen mit einer Breite von 200 Euro. Von 1 700 Euro bis 3 600 Euro wird in 300 Euro Schritten abgefragt und bis 7 000 Euro in Schritten von jeweils 500 Euro.⁶ Danach werden die Klassen erheblich breiter. Für das Nettoeinkommen des Haushalts gilt eine entsprechende Klasseneinteilung. Im Nettoeinkommen ist jeweils enthalten: Lohn oder Gehalt, Unternehmer-einkommen, Rente, Pension, öffentliche Unterstützungen, Einkommen aus Vermietung und Verpachtung, Kindergeld und Wohngeld. Die befragten Personen haben nicht ihr exaktes Einkommen anzugeben, sondern nur die Einkommensklasse, in die ihr gesamtes Einkommen fällt.

Da die einzelnen Einkommensbestandteile jedoch nur mit „ja“ oder „nein“ zu beantworten sind, kann die Höhe der unterschiedlichen Einkommenskomponenten nicht ermittelt werden. Aus den Einkommensangaben der einzelnen Lebensgemeinschaften wurden dann entsprechend der Gewichtung der alten OECD-Skala äquivalenzgewichtete Einkommen ermittelt. Die Gewichte hierbei sind eins für den „Haushaltsvorstand“, 0,7 für jede weitere Person ab vierzehn Jahren und schließlich 0,5 für alle Personen, die unter vierzehn Jahre alt sind. Mithin weist das äquivalenzgewichtete Einkommen auf der Personenebene das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen aus (Stauder und Hüning 2003). Allen weiteren Auswertungen liegt dieses äquivalenzgewichtete Einkommen zugrunde. Ein Vorteil aus statistischer Sicht besteht auch darin, dass durch die Gewichtung der Nettoeinkommen die Sprünge zwischen den Klassen „abgemildert“ werden.

Die üblichen Verteilungs- und Ungleichheitsmaße für das äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen⁷ einer Lebensgemeinschaft sind, getrennt für Deutschland sowie West- und Ostdeutschland, in Tabelle 1 für die Jahre 1996 und 2002 aufgeführt.

⁶ Eine Ausnahme bildet die Einkommensklasse von 3 600 bis 4 000 Euro.

⁷ Alle Berechnungen für die alten und neuen Bundesländer erfolgen ausschließlich Berlin; für Deutschland ist Berlin enthalten. Weiterhin gehen alle Berechnungen vom verfügbaren Nettoeinkommen der Lebensgemeinschaft bzw. des Haushalts aus. Personen oder Haushalte, die neben der Sozialhilfe z. B. geldwerte Leistungen beanspruchen können, werden ebenfalls nur mit dem ihnen zur Verfügung stehenden Einkommen erfasst. Weiterhin erlaubt es die Datenlage nicht, möglicherweise vorhandene Vermögenswerte zu berücksichtigen. Aber folgt man den Ergebnissen von Becker (199b), dann besitzen die unteren 50% der Einkommensbezieher ein Vermögen, das insgesamt weniger als 10% am gesamten Privatvermögen beträgt. Zu einem vergleichbaren Ergebnis gelangt auch der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2005). Demzufolge verfügen die unteren 50% der Haushalte nur über ein Privatvermögen (netto), das etwas weniger als 4% des gesamten privaten Nettovermögens der Haushalte ausmacht.

Tabelle 1:
Maßzahlen und Ungleichheitsmaße der Verteilung des Nettoeinkommens, äquivalenzgewichtet^a

		Deutschland		Alte Länder		Neue Länder	
		1996	2002	1996	2002	1996	2002
Quintilanteile	1. Quintil	11,15	9,29	10,10	8,29	10,91	10,05
	2. Quintil	11,95	12,18	13,68	16,21	15,66	16,71
	3. Quintil	18,57	19,04	19,01	16,98	19,07	19,04
	4. Quintil	24,79	21,60	20,40	19,87	22,25	24,42
	5. Quintil	33,53	38,08	36,80	38,64	32,12	31,77
Dezilverhältnisse	90 / 10	3,56	3,40	3,45	3,36	2,63	2,70
	90 / 50	1,72	1,84	1,70	1,82	1,50	1,53
	50 / 10	2,07	1,85	2,03	1,85	1,76	1,76
Ungleichheitsmaße^b	Gini-Koeffizient	0,282	0,306	0,287	0,313	0,222	0,243
	Atkinson (1.0)	0,120	0,144	0,124	0,150	0,079	0,096
	Atkinson (1.5)	0,176	0,204	0,182	0,213	0,118	0,142
	Atkinson (2.0)	0,251	0,277	0,262	0,290	0,170	0,198
	Theil-0 Maß	0,136	0,178	0,140	0,185	0,086	0,107
	Theil-1 Maß	0,128	0,156	0,133	0,163	0,083	0,101
	VK ¹	0,551	0,720	0,555	0,734	0,432	0,515
Armutsmaße^b	Armutsquote						
	0.5 Median	10,18	8,60	11,34	8,35	4,73	7,42
	0.6 Median	14,29	17,70	13,89	16,66	12,35	10,98
	Armutsücke						
	0.5 Median	3,18	2,77	3,36	2,80	1,65	1,98
	0.6 Median	4,78	4,53	4,91	4,44	3,05	3,25
	Armutsintensität						
	0.5 Median	1,66	1,38	1,80	1,45	0,91	0,89
	0.6 Median	2,38	2,04	2,52	2,09	1,35	1,42

^a VK = Variationskoeffizient. – ^b Für die Definitionen der Ungleichheits- und Armutsmaße siehe u. a. Hauser und Wagner (2002).

Quelle: Statistisches Bundesamt, Mikrozensus 1996 und 2002; eigene Berechnungen.

Die Quintilanteile geben den Einkommensanteil in dem jeweiligen Quintil im Verhältnis zur Summe aller Einkommen an. So besagt der Anteil von 11,2% im ersten Quintil für Deutschland im Jahre 1996, dass die unteren 20% der Haushalte über ein äquivalenzgewichtetes Einkommen von 11,2% am Gesamteinkommen verfügen, gegenüber dem 5. Quintil, das über etwa ein Drittel aller äquivalenzgewichteten Einkommen verfügt. Zusätzliche Informationen über die Verteilung liefern die Dezilverhältnisse, die üblicherweise für die Quotienten d_{90}/d_{50} , d_{90}/d_{10} und d_{50}/d_{10} berechnet werden. Sie geben an, um wie viel höher das Einkommen im höheren Dezil zum niedrigeren Dezil

ist. Das Dezilverhältnis 90/10 in Höhe von 3,56 im Jahr 1996 für Deutschland besagt, dass das niedrigste Einkommen im letzten Dezil etwa 3,6 mal höher ist als das höchste Einkommen im untersten Dezil.

Neben diesen Verteilungsmaßen geben die Ungleichheitsmaße weitere Aufschlüsse über die Verteilung und, betrachtet über die Zeit, über ihre Veränderung. Neben dem Variationskoeffizienten dienen hier der Gini-Koeffizient, drei Maße von Atkinson und die beiden Theil'schen Ungleichheitsmaße als Information über die Einkommensverteilung. Der (normierte) Gini-Koeffizient kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je dichter der Koeffizient an Null ist, desto gleichmäßiger ist die Verteilung. Hohe Werte deuten somit auf eine ungleiche Verteilung der Nettoeinkommen hin. Die drei aufgeführten Atkinson-Maße unterscheiden sich hinsichtlich des Parameters ε , der als Armutsaversion interpretiert werden kann. Je größer ε , desto höher ist die Armutsaversion. In der Literatur über Einkommensverteilung haben sich die Werte 1, 1.5 und 2 für ε etabliert. Hohe Werte von ε gewichten hierbei insbesondere niedrige Einkommen stärker. Für $\varepsilon = 1$ liegt das Atkinson-Maß zwischen 0 und 1; und Werte nahe an 1 deuten auf eine starke Ungleichverteilung hin. Die beiden von Theil entwickelten informationstheoretischen Entropy-Maße gewichten die Ungleichheit in unterschiedlichem Ausmaß. Das Theil-0-Maß (Entropiemaß) legt ein stärkeres Gewicht von Verteilungsänderungen in den oberen Einkommensgruppen, während die durchschnittliche logarithmische Abweichung (Theil-1-Maß) sensitiver auf Veränderungen der Verteilung im unteren Bereich reagiert. Die Werte beider Maße beginnen bei 0 – dies entspricht einer Gleichverteilung – und können bei zunehmender Ungleichheit auch Werte größer als eins annehmen.

Die Armutsquote liefert Informationen über den Anteil der Lebensgemeinschaften, die ein Nettoeinkommen haben, welches unterhalb eines vorgegebenen Schwellenwertes liegt. In Tabelle 1 sind diese Höchstgrenzen einmal als 50% des Medianeinkommens (äquivalenzgewichtet) und zum anderen als 60% des Medianeinkommens unterstellt. Für beide Werte sind jeweils zusätzlich die Armutslücke und die Armutsintensität ausgewiesen. Für Ost- und Westdeutschland bildet das jeweilige regionale äquivalenzgewichtete Medianeinkommen die Grundlage. Die Armutslücke gibt Auskunft über den prozentualen (durchschnittlichen) Abstand der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen zur vorgegebenen Einkommensgrenze bzw. Armutslinie. Mit der Berechnung der Armutsintensität können Erkenntnisse über die Struktur der als arm identifizierten Lebensgemeinschaften gewonnen werden. Der Wert informiert über die Ungleichheit innerhalb der Armutspopulation. Der Wert der Armutsintensität ist umso höher, je größer der Aversionsparameter gewählt wird.

Betrachtet man die ersten drei Quintile für West und Ost für die beiden Jahre 1996 und 2002, dann war insgesamt in der westdeutschen Einkommensverteilung mehr Bewegung als in der ostdeutschen. In den neuen Bundesländern blieben die Einkommensanteile über diesen Zeitraum im wesentlichen unverändert, während es in Westdeutschland doch zum Teil beträchtliche Veränderungen gab. Verfügt 1996 die unteren 20% der

Einkommensbezieher noch über 10% des Gesamteinkommens, so sank dieser Anteil im Jahr 2002 auf nur noch 8,3%. Umgekehrt stieg der Einkommensanteil im fünften Quintil von 36,8 auf 38,6% im Jahr 2002. Für die neuen Bundesländer ist für diesen Einkommensbereich hingegen eine leichte Abnahme zu verzeichnen. Lediglich im vierten Quintil konnte eine Verbesserung gegenüber 1996 festgestellt werden. Da Westdeutschland insgesamt das größere Gewicht hat, verschoben sich auch entsprechend die Quintilanteile für Deutschland. In der Tendenz verfügen die relativ armen Einkommensgruppen 2002 gegenüber 1996 über einen geringeren Einkommensanteil, während sich die Einkommensanteile bei den Hochverdienern vergrößerten. Deutlich höher ist der Einkommensanteil im Westen im obersten Quintil im Vergleich zum Osten (38,6% zu 31,8% im Jahr 2002). Demgegenüber verfügen die Haushalte im vierten Quintil in den neuen Bundesländern über etwa ein Viertel aller Einkommen 2002 gegenüber knapp 20% im Westen.

Alle hier ausgewählten Ungleichheitsmaße zeigen an, dass es zwischen 1996 und 2002 zu einer größeren Ungleichheit in der Verteilung der Einkommen gekommen ist. Dies gilt sowohl für West- als auch für Ostdeutschland. Allerdings war 1996, gemessen am Gini-Koeffizienten, die Einkommensverteilung in den neuen Bundesländern noch wesentlich gleichmäßiger als in Westdeutschland (Gini-Koeffizient von 0,222 für Ost gegenüber 0,287 für West im Jahr 1996, siehe Tabelle 1). Aber auch hier kam es zu einer stärkeren Spreizung zwischen den Einkommensgruppen. Gleichwohl ist 2002 die Einkommensverteilung im Osten immer noch „gleichmäßiger“ als im Westen im Jahr 1996, wie der Gini-Koeffizient mit 0,243 für 2002 gegenüber 0,287 für 1996 in Westdeutschland ausweist. Aber auch die übrigen ausgewählten Ungleichheitsmaße deuten alle in diese Richtung.

Deutliche Gegensätze in der Veränderung der Einkommensverteilung zeigen die Armutsmaße für West- und Ostdeutschland an. Setzt man die Armutslinie bei 50% des äquivalenzgewichteten Medianeinkommens an, dann sank die Armutsquote in Westdeutschland von 11,3% im Jahr 1996 auf 8,4% in 2002, wohingegen sie in Ostdeutschland für den gleichen Zeitraum von 4,7% auf 7,4% anstieg. Definiert man den Beginn relativer Armut weiter, so dass schon bei 60% des Medianeinkommens hiervon gesprochen werden kann, dann stieg sie in Westdeutschland von knapp 14% auf 16,7%, sank aber in Ostdeutschland von 12,3 auf 11%. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Armutsgrenzen jeweils auf das regionale Einkommen bezogen wurden. Wird die Armutsquote bei 60% des Medianeinkommens für Deutschland angesetzt, dann erhöhte sich die Quote von 14,3 auf 17,7% im Jahr 2002 und lag damit höher als in den jeweiligen Teilgebieten.

Betrachtet man die Armutsintensität für West- und Ostdeutschland, so zeigen die Daten deutlich höhere Werte für den Westen als für den Osten, für beide Regionen sowie für Deutschland insgesamt gilt aber, dass sich die Armutsintensität zwischen 1996 und 2002 verringert hat, unabhängig ob die Armutsgrenze bei 50% oder bei 60% des Medianein-

kommens angesetzt wird. Der geringere Wert der Armutsintensität für Ostdeutschland bedeutet, dass sich die Einkommenssituation von als relativ arm klassifizierten Lebensgemeinschaften bzw. Familien hier relativ günstiger gestaltete als in Westdeutschland, da auch die Armutslücke im Osten in beiden Beobachtungszeitpunkten niedriger war als im Westen. Ein vergleichbares Ergebnis erzielen auch Otto und Siedler (2003) mit den Daten des SOEP für den längeren Zeitraum von 1992 bis 2000.

4 Spezifikation und Ergebnisse der Logit-Schätzungen

Die Ergebnisse der deskriptiven Auswertung der Einkommensverteilung deuten auf eine im Zeitverlauf größer gewordene Ungleichheit in der Einkommensverteilung hin. Die im dritten Teil dargestellten Ergebnisse geben aber keine Hinweise darauf, welche Faktoren für diese Entwicklung maßgeblich sein könnten. Dies soll in diesem Abschnitt anhand von Logit-Schätzungen ermittelt werden.

Hierzu werden die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen der Lebensgemeinschaften in zwei Gruppen eingeteilt: die Lebensgemeinschaften, deren Nettoeinkommen 60% des Medianeinkommens nicht überschreitet, werden als relativ arm klassifiziert. Dieser Gruppe wird die Zahl „eins“ zugeordnet. Den übrigen Lebensformen wird entsprechend die Zahl „null“ zugewiesen. Das Modell schätzt somit die Wahrscheinlichkeit, dass sich eine Lebensgemeinschaft in einer prekäre Einkommens- bzw. Lebenslage befindet. Die Logit-Modelle wurden mit Maximum-Likelihood-Verfahren geschätzt, und für die Varianz-Kovarianz-Schätzungen wurde jeweils das von White (1980, 1982) vorgeschlagene Verfahren einer robusten Schätzung gewählt, um mögliche Heteroskedastizität unbekannter Form in den Residuen zu erfassen und zu korrekten Standardfehlern für die Koeffizienten zu gelangen. Jede Schätzgleichung enthält eine Konstante, und alle kardinal gemessenen Variablen wurden mittelwertbereinigt. Die geschätzten Koeffizienten eines Logit-Modells sind nur sehr schwer zu interpretieren. Daher bietet es sich an, anstelle der geschätzten Koeffizienten in den nachfolgenden Tabellen jeweils die marginalen Effekte (ME) auszuweisen. Sie geben an, in welche Richtung und in welchem Ausmaß sich die Wahrscheinlichkeit in eine prekäre Einkommenslage zu geraten ändert, wenn sich der Einfluss einer erklärenden Variablen ändert, wobei für die übrigen erklärenden Variablen ein fiktiver Mittelwert unterstellt wird. Da die Vorzeichen bei den marginalen Effekten die gleichen sind wie bei den Koeffizientenschätzungen, bedeutet ein negatives Vorzeichen eine Verringerung des Armutsrisikos beim Zutreffen einer bestimmten Eigenschaft im Vergleich zum Nichtzutreffen.⁸ Umgekehrt deutet ein positives Vorzeichen auf eine erhöhte Armutswahrscheinlichkeit der Lebensgemeinschaft hin.

⁸ Bei metrischen Regressoren misst der marginale Effekt die Veränderung der Armutswahrscheinlichkeit der Lebensgemeinschaft bei einer marginalen Erhöhung des Wertes der unabhängigen Variablen.

4.1 Die formale Struktur des Modells

Sei

$$\text{Prob}(Y = 1 | \mathbf{x}) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) \quad \text{und} \quad \text{Prob}(Y = 0 | \mathbf{x}) = 1 - F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}), \quad (1)$$

das zu schätzende Logit-Modell, wobei der Koeffizientenvektor $\boldsymbol{\beta}$ den Einfluss von Änderungen in den erklärenden Variablen \mathbf{x} auf die Wahrscheinlichkeit wiedergibt. Für die Verteilungsfunktion F wird eine logistische Verteilung unterstellt.

$$F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = \Lambda(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}). \quad (2)$$

Das zu schätzende Modell lautet

$$y = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon, \quad (3)$$

wobei ε einen stochastischen Störterm darstellt. Setzt man anstelle von $F(\cdot)$ die logistische Verteilung ein, dann folgt

$$\text{Prob}(Y = 1 | \mathbf{x}) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = [e^{\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}}] / [1 + e^{\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}}] = \Lambda(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}). \quad (4)$$

Hierbei bezeichnet $\Lambda(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ die kumulierte Dichtefunktion der logistischen Verteilung.

Bildet man den bedingten Erwartungswert über y und differenziert diesen Ausdruck nach \mathbf{x} , dann erhält man

$$\begin{aligned} E[y | \mathbf{x}] &= F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) \quad \text{und} \quad \partial E[y | \mathbf{x}] / \partial \mathbf{x} = [dF(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) / d(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})] \boldsymbol{\beta} = f(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \boldsymbol{\beta} \\ &= \Lambda(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})[1 - \Lambda(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})] \boldsymbol{\beta}. \end{aligned} \quad (5)$$

Gleichung (5) dient der Berechnung der marginalen Effekte einer Änderung von Elementen aus \mathbf{x} auf y . Ist das Element aus \mathbf{x} , für die der marginale Effekt ermittelt werden soll, eine binäre Variable, dann ist der marginale Effekt folgendermaßen zu berechnen (Baltagi (2003), Greene(2003))

$$ME = \text{Prob}[Y = 1 | x\text{mean}_{(d)}, d=1] - \text{Prob}[Y = 1 | x\text{mean}_{(d)}, d=0]. \quad (6)$$

In (6) bezeichnet $x\text{mean}_{(d)}$ den Mittelwert aller anderen Variablen im Modell.

4.2 Auswahl möglicher Determinanten für die Logit-Schätzungen

Als erklärende Variablen dienen der Wohnort der Lebensgemeinschaft auf Bundeslandebene, wobei Nordrhein-Westfalen für Westdeutschland und Sachsen für Ostdeutschland jeweils als Referenzkategorie verwendet wurden. Weitere Variablen kontrollierten für die Branchenzugehörigkeit (insgesamt neun Branchen), sofern mindestens eine Person einer Lebensgemeinschaft erwerbstätig ist, für den Schulabschluss sowie für die be-

rufliche Qualifikation der Mitglieder der Lebensgemeinschaft. Hinzu kommen Erklärungsgrößen wie Anzahl der insgesamt geleisteten Arbeitsstunden von allen Erwerbstätigen einer Lebensgemeinschaft, das Alter des Haushaltsvorstands, die Staatsangehörigkeit der Bezugsperson, die Unterscheidung zwischen Rentner- und Nicht-Rentner-Haushalten und schließlich der berufliche Status der Mitglieder der Lebensgemeinschaft (Angestellter, Arbeiter, Auszubildender, Selbständiger etc.).

Neben diesen erklärenden Variablen wird zusätzlich der Haushaltstyp erfasst. Hierbei wird zwischen Paaren ohne Kinder (Referenzgruppe), alleinlebenden Personen, untergliedert nach Geschlecht, Paaren und alleinerziehenden Personen mit jeweils einem, zwei oder mehr als zwei Kindern unterschieden. Dabei wird bei alleinerziehenden Personen ebenfalls nach Geschlecht untergliedert. Während für alleinerziehende Frauen zwischen einem, zwei und mehr als zwei Kindern unterschieden werden konnte, erlaubten es die Fallzahlen nicht, dies auch für alleinerziehende Männer durchzuführen. Deshalb wurde hier nur eine Unterscheidung zwischen einem Kind und zwei und mehr Kindern getroffen.

4.3 Ergebnisse der Logit-Schätzungen

Die Gleichungen wurden für Westdeutschland mit etwas mehr als 170.000 Beobachtungen und für Ostdeutschland mit etwas mehr als 38.000 Beobachtungen geschätzt. Diese großen Beobachtungszahlen erlauben eine entsprechend tiefe Untergliederung bei den unterschiedlichen Haushaltstypen, ohne dass zu geringe Fallzahlen für die einzelnen Kategorien vorliegen.

Nicht überraschend sind die Ergebnisse bezüglich der Arbeitszeit in Stunden. Je mehr Stunden in einer Lebensgemeinschaft für Arbeit aufgewendet werden, desto geringer ist das Armutsrisiko, da in der Regel mit mehr Arbeitszeit auch ein höheres Einkommen verbunden ist. Ebenfalls wenig überraschend ist, dass ausländische Mitbürger, die dauerhaft in Deutschland leben, im Durchschnitt ein höheres Armutsrisiko aufweisen als Deutsche. Allerdings fällt das Armutsrisiko für Ausländer, die in Westdeutschland leben, im Vergleich zu Deutschen geringer aus als in den neuen Bundesländern.

Ist der Anteil der Auszubildenden in einer Lebensgemeinschaft relativ hoch, so steigt auch das Risiko, in eine prekäre Einkommenslage zu geraten. Ein Grund hierfür kann sein, dass die Kosten der Lebensführung für Auszubildende höher sind als die Entgelte, so dass insgesamt das Äquivalenzeinkommen sinkt. Selbständige sind ebenfalls mit einem höheren Armutsrisiko konfrontiert, allerdings ist dieser Effekt nur für 1996 für Westdeutschland statistisch signifikant.

Hinsichtlich der Branchenzugehörigkeit unterscheiden sich die Ergebnisse für Ost und West. Während der Anteil der Personen in einer Lebensgemeinschaft, die einer bestimmten Branche zugeordnet werden können, in Westdeutschland überwiegend das Ri-

siko in eine prekäre Einkommenslage zu geraten verringert, lassen sich diese Effekte für Ostdeutschland nicht nachweisen, wenn nicht auf „Branchenzugehörigkeit“ als Ganzes getestet wird, sondern auf die einzelnen Branchen. Die Zugehörigkeit zur Landwirtschaft bzw. zum Handwerk sind für Westdeutschland insignifikant, aber für Ostdeutschland für das Jahr 2002 signifikant von Null verschieden und mit einem positiven Vorzeichen versehen. Dies bedeutet, dass je größer der Anteil der Personen in einer Lebensgemeinschaft in diesen Branchen ist, desto größer ist das Risiko, in eine relative Armutslage zu geraten. Allerdings hat sich dieses Risiko von 1996 auf 2002 für Ostdeutschland für das Handwerk verringert.

Schulabschluss und berufliche Qualifikation führen zu einem verringerten Armutsrisiko. Dieses Ergebnis gilt sowohl für Ost- als auch für Westdeutschland. Je mehr Personen in einer Lebensgemeinschaft über einen Schulabschluss verfügen und eine berufliche Qualifikation nachweisen können, umso geringer ist potentielle Armut.

Nimmt man als Referenzgruppe „Paar ohne Kinder“, dann weisen alle anderen Lebensformen demgegenüber ein relativ größerer Risiko auf, in eine Armutslage zu gelangen. Dieses Risiko steigt deutlich mit der Anzahl der Kinder an und ist durchgängig höher für alleinerziehende Frauen im Vergleich zu alleinerziehenden Männern. In Bezug auf einen möglichen Ost-West-Unterschied zeigen die Ergebnisse aus Tabelle 2 keine durchgängig einheitliche Tendenz, aber die Ergebnisse lassen den Schluss zu, dass Paare mit Kind(ern) oder Alleinerziehende in den neuen Bundesländern im Durchschnitt einem geringfügig geringeren Armutsrisiko ausgesetzt sind. Dies gilt jedoch nicht für Paare mit mehr als zwei Kindern.

Ein weiteres Ergebnis ist, dass bezüglich des Haushaltstyps und des Armutsrisikos die marginalen Effekte zwischen 1996 und 2002 für Westdeutschland abnehmen, während sie für Ostdeutschland ansteigen, aber, wie erwähnt, vielfach noch unter den westdeutschen Werten liegen.

Paare mit einem Kind haben im Vergleich zu kinderlosen Paaren im Durchschnitt ein 15% höheres Armutsrisiko. Dieses Risiko verdoppelt sich mit einem weiteren Kind und verdoppelt sich nochmals, sobald zwei oder mehr Kinder in einer Lebensgemeinschaft vorhanden sind. Da in den Einkommensangaben der Befragten auch die Transferleistungen wie Kindergeld enthalten sind, liegt der Schluss nahe, dass die Höhe dieser Transferleistung nicht ausreichend ist, um dem Risiko einer relativen Armut zu begegnen.

In diesem relativ hohen Armutsrisiko kann ein Grund gesehen werden, warum in Deutschland Lebensgemeinschaften häufig keine Kinder oder nur ein Kind haben. Mit jedem weiteren Kind steigt das relative Armutsrisiko sprunghaft an.

Tabelle 2:
Ergebnisse der Logit-Schätzungen für West- und Ostdeutschland

		Westdeutschland		Ostdeutschland	
		1996	2002	1996	2002
Lfd. Nr.	Variable	Marginaler Effekt ^a	Marginaler Effekt ^a	Marginaler Effekt ^a	Marginaler Effekt ^a
1	Gesamte Arbeitszeit in Stunden	-0,0022*	-0,0029*	-0,0017*	-0,0016*
2	Rentnerhaushalt	-0,0336*	-0,0317*	-0,0506*	-0,0352*
3	Alter der Bezugsperson	-0,0068*	-0,0076*	-0,0057*	-0,0024*
4	(Alter der Bezugsperson)*2	0,0001*	0,0001*	0,0003*	0,0003
5	Staatsangehörigkeit der Bezugsperson; deutsch = 1, 0 sonst	-0,0403*	-0,0584*	-0,0769*	-0,1258*
6	Anteil Auszubildender	0,1021*	0,1359*	0,0647*	0,0488*
7	Anteil Angestellter	-0,0675*	-0,0827*	-0,1360*	-0,0700*
8	Anteil Arbeiter	-0,0106	-0,0120	-0,0577*	-0,0202
9	Anteil Selbständig	0,0296*	0,0160	0,0215	0,0069
10	Anteil Sonstige Beschäftigung	-0,1641*	-0,2170*	-0,2320*	-0,1336*
11	Branchenzugehörigkeit Landwirtschaft	0,0065	0,0144	0,0311	0,0276**
12	Bergbau	-0,0560*	-0,0722*	-0,0549**	-0,0718*
13	Verarbeitendes Gewerbe	-0,0565*	-0,0617*	0,0048	-0,0119
14	Baugewerbe	-0,0355*	-0,0320*	-0,0133	-0,0024
15	Handwerk	-0,0048	0,0075	0,0569*	0,0209***
16	Nachrichten	-0,0229*	-0,0291*	-0,0094	-0,0106
17	Versicherungen	-0,0745*	-0,0847*	-0,0343	-0,0391*
18	Dienstleistungen	-0,0268*	-0,0183***	0,0185	0,0106
19	Verwaltung	-0,0363*	-0,0286*	0,0032	-0,0029
20	Schulabschluss^b Alle haben Schulabschluss	-0,0403*	-0,0639*	-0,0663*	-0,0386*
21	Schulabschluss, fehlende Angabe	-0,0267*	-0,0386*	-0,0390*	-0,0202*
22	Nicht alle haben Schulabschluss	-0,0060	-0,0163*	-0,0304*	0,0146
23	Berufliche Qualifikation^c Alle besitzen eine berufliche Qualifikation	-0,0597*	-0,0750*	-0,0588*	-0,0273*
24	Berufliche Qualifikation: mindestens eine Angabe fehlt	-0,0053	-0,0147*	0,0138	-0,0056
25	Nicht alle verfügen über eine berufliche Qualifikation	-0,0251*	-0,0464*	-0,0190*	-0,0235*
26	Haushaltstyp^d Alleinlebend, männlich	0,0090*	0,0341*	0,0320*	0,0259*
27	Alleinlebend, weiblich	0,0144*	0,0458*	0,0500*	0,0354*

28	Paar mit 1 Kind	0,1870*	0,1566*	0,0804*	0,1454*
29	Paar mit 2 Kindern	0,3089*	0,2941*	0,2428*	0,2797*
30	Paar mit >2 Kindern	0,6119*	0,5404*	0,4882*	0,5917*
31	Alleinerziehend, männlich, 1 Kind	0,1111*	0,0811*	0,1477*	0,1399*
32	Alleinerziehend, männlich, >1 Kind	0,4331*	0,3093*	0,2287*	0,2669*
33	Alleinerziehend, weiblich, 1 Kind	0,2100*	0,1265*	0,1701*	0,1959*
34	Alleinerziehend, weiblich, 2 Kinder	0,4431*	0,4046*	0,2750*	0,3519*
35	Alleinerziehend, weiblich, >2 Kinder	0,6404*	0,6266*	0,5019*	0,6187*
	Bundesland				
36	Schleswig-Holstein	-0,0036	-0,0010		
37	Hamburg	-0,0174*	-0,0157*		
38	Bremen	-0,0146*	-0,0040		
39	Niedersachsen	0,0024	0,0061*		
40	Rheinland-Pfalz	0,0153*	0,0259*		
41	Baden-Württemberg	-0,0018	-0,0100*		
42	Bayern	0,0010	0,0043*		
43	Hessen	0,0084*	-0,0025		
44	Saarland	-0,0016	0,0014		
45	Nordrhein-Westfalen (Referenz)				
46	Brandenburg			0,0025	0,0080*
47	Mecklenburg-Vorpommern			0,0046	0,0099*
48	Sachsen-Anhalt			0,0088*	0,0152*
49	Thüringen			0,0161*	0,0173*
50	Sachsen (Referenz)				
	Güte der Schätzung				
	Anzahl Beobachtungen	173754	174483	38259	38673
	LR χ^2 (44)	39299,99*	42627,78*	7369,57*	8443,59*
	Pseudo R2	0,2826	0,2763	0,2526	0,3166
	Sensitivität (cut-point = 0,2)	61,37%	71,85%	59,12%	64,99%
	Spezifität (cut-point = 0,2)	88,28%	80,44%	89,37%	91,12%
	LR Test Bundesländer	133,71*	204,89*	22,57*	46,01*
	LR Test Branchen	654,60*	743,88*	186,31*	109,57*
	LR Test Qualifikation	1834,00*	2400,13*	233,32*	88,04*
	LR Test Bildung	171,51*	256,54*	19,14*	47,47*
	LR Test Stellung im Beruf	3461,51*	3779,78*	972,97*	706,99*
	LR Test Haushaltstyp	11706,83*	7971,17*	1452,78*	1922,45*

^a *, (**), (***) = signifikant auf dem 1, (5), (10)% Niveau. – ^b Referenzgruppe ist „kein Mitglied der Lebensgemeinschaft hat einen Schulabschluss.“ – ^c Referenzgruppe ist „kein Mitglied der Lebensgemeinschaft verfügt über eine berufliche Qualifikation.“ – ^d Referenzgruppe ist „Paar ohne Kinder.“

Mit 0,28 bzw. 0,32 liegen die Pseudo-R²-Werte in einer Größenordnung, die als akzeptabel für Querschnittsregressionen angesehen werden können. Die Statistiken „Sensitivität“ und „Spezifität“ stellen weitere Maße dar, die über die Angemessenheit der Modellspezifikation informieren. Sei i ein Index für die einzelnen Beobachtungen, p_i die durch das Modell geschätzte Wahrscheinlichkeit für ein positives Ergebnis und y_i der tatsächliche Wert, der entweder 0 oder 1 sein kann. Schließlich sei c eine Benchmark-Größe derart, dass ein Schätzwert als positiv klassifiziert wird, falls $p_i \geq c$ gilt und ansonsten als negativ. Die Klassifikation ist dann korrekt, wenn sie positiv ist und $y_i = 1$ gilt oder wenn sie negativ ist und $y_i = 0$ gilt. Unter „Sensitivität“ wird dann angegeben, welcher Anteil der Werte, für die $y_i = 1$ gilt, korrekt vorausgesagt wurde. „Spezifität“ (englisch: specificity) weist den Anteil aus, der für $y_i = 0$ korrekt vorhergesagt wurde. Als Benchmark wurde $c = 0,2$ gewählt.

Schließlich wurden verschiedene Variablen als Gruppe auf ihre Signifikanz insgesamt im Modell getestet. Die Ergebnisse dieser Likelihood-Ratio-Tests sind im unteren Tabellenteil dargestellt. Alle getesteten Gruppen leisten einen auf dem 1%-Niveau signifikanten Erklärungsbeitrag zum Modell. Hinsichtlich der Bedeutung der einzelnen Gruppen jedoch zeigen sich deutliche Unterschiede. Gemessen an den Testwerten kommt der Gruppe „Haushaltstyp“ die größte Bedeutung im Modell zu, gefolgt von den Gruppen „Stellung im Beruf“ und „Qualifikation“. Somit zeigen auch diese Tests, dass insbesondere der Lebensform und der Anzahl der Kinder in einer Lebensgemeinschaft ein entscheidender Einfluss auf das Risiko zukommt, in eine prekäre Lebens- und Einkommenslage zu geraten.

5 Schlussfolgerungen

Sowohl die Ergebnisse der deskriptiven Auswertung der Einkommensverteilung als auch die der Regressionsschätzungen zeigen, dass der Mikrozensus eine geeignete Datenbasis für solche Analysen darstellt. Gegenüber der EVS und dem SOEP erlauben die Daten des Mikrozensus darüber hinaus eine sehr detaillierte Untergliederung insbesondere der Haushaltstypen, ohne dass es zu Problemen bei den Fallzahlen kommt. Allerdings erweist sich der Mikrozensus als nicht geeignet, wenn eine Analyse der Einkommensverteilung nach unterschiedlichen Einkommensarten vorgenommen werden soll.

Ein Vergleich der Ergebnisse mit anderen Studien, der hier allerdings explizit nicht durchgeführt wurde, zeigt, dass die Verteilungs-, Ungleichheits- und Armutsmaße mit denen aus anderen Datensätzen sich in einer ähnlichen Größenordnung bewegen.

In dieser Arbeit wurde weiterhin der Versuch unternommen Determinanten zu finden, die die ökonomische und soziale Lage von Lebensgemeinschaften angemessen abbilden können. Die gewählten Variablen sind sicherlich ergänzungsfähig und verbesserungswürdig. In diesem Sinne stellen die Ergebnisse und Schätzansätze einen ersten Versuch

dar, von den üblicherweise verwendeten Charakteristika der Bezugsperson abzuweichen. Gleichwohl muss dieser praktikable Weg zum einen nicht der einzige, und zum anderen nicht der beste sein. In diesem Sinne verstehen sich die hier vorgestellten Ansätze und Ergebnisse als „attempt at perspective“.

Die Regressionsergebnisse zeigen deutlich, dass die Anzahl der Kinder und die Art der Lebensform das größte Risiko darstellen, in eine prekäre Lebens- und Einkommenslage zu geraten. Zwar ist diese Erkenntnis in qualitativer Hinsicht nicht neu, aber die Quantifizierung zeigt, dass mit steigender Kinderzahl das Risiko deutlich steigt. Hier ist die Politik gefordert, entsprechende familienpolitische Maßnahmen zu ergreifen, die diesem Risiko entgegenwirken. Für solche Maßnahmen sprechen die abzusehenden Auswirkungen des demographischen Wandels ebenso wie das politische Ziel, mehr Frauen in das Erwerbsleben zu integrieren und, wenn möglich, ihre Karrierechancen zu verbessern.

Als „gute Absicherung“ gegen das Risiko relativer Armut gelten ein Schulabschluss und eine berufliche Qualifikation. Um diese Perspektiven erhalten zu können, bedarf es von allen Beteiligten – Eltern, Lehrern, Auszubildenden, Verbänden und Politikern – Einsicht und Anstrengung, erhebliche Ressourcen in die Bereiche Bildung und Qualifizierung zu legen. Für nicht oder nur gering qualifizierte Personen werden sich die Beschäftigungschancen zukünftig aller Voraussicht nach deutlich verschlechtern – und damit ihre Chancen, ein ausreichendes Einkommen zu erwirtschaften.

Und schließlich: Wünschenswert wäre eine Datenaufbereitung im Mikrozensus hinsichtlich der Einkommensquellen wie sie das SOEP zur Verfügung stellt. Dies würde den Nachteil der Klassenbildung vermeiden und eine detaillierte Einkommensanalyse nach Art der Einkommen zulassen. Die großen Fallzahlen wären hierzu gut geeignet. Schließlich, aber hier sind die Arbeiten bereits weit vorangeschritten, wäre eine Panelstruktur des Mikrozensus, zumindest als „scientific use file“, wünschenswert. Dies würde weiteren Analysen zur Einkommensdynamik und -mobilität eine angemessene Datenbasis zur Verfügung stellen.

Literaturverzeichnis

- Atkinson, Anthony B.* (2000): The Changing Distribution of Income: Evidence and Explanations. *German Economic Review* 1, 1, pp. 3-18.
- Baltagi, Badi H.* (2002): *Econometrics*. 3rd ed. Springer: Berlin, Heidelberg.
- Becker, Irene* (1997 a): Entwicklung der Einkommensverteilung in Deutschland: zunehmende Spaltung der Gesellschaft? *WSI-Mitteilungen* 10/1997, S. 690-700.
- Becker, Irene* (1997 b): Die Entwicklung von Einkommensverteilung und Einkommensarmut in den alten Bundesländern von 1962-1988, in: *Becker, Irene; Hauser, Richard* (Hrsg.), *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Campus Verlag: Frankfurt.
- Becker, Irene* (1999 a): Zur Verteilungsentwicklung in den 80er und 90er Jahren. Teil 1: Veränderungen der personellen Einkommensverteilung. *WSI-Mitteilungen* 3/1999, S. 205-214.
- Becker, Irene* (1999 b): Zur Verteilungsentwicklung in den 80er und 90er Jahren. Teil 2: Zum Ausmaß der Vermögenskonzentration. *WSI-Mitteilungen* 5/1999, S. 331-337.
- Becker, Irene; Hauser, Richard* (1995): Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren, in: *Konjunkturpolitik* 41 (4), S. 308-343.
- Becker, Irene; Hauser, Richard* (Hrsg.) (1997): *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Campus Verlag: Frankfurt.
- Becker, Irene; Frick, Joachim R.; Grabka, Markus M.; Hauser, Richard; Krause, Peter; Wagner, Gert G.* (2002): A Comparison of the Main Household Income Surveys for Germany: EVS and SOEP, in: *Hauser, Richard and Irene Becker* (eds), *Reporting on Income Distribution and Poverty. Perspectives from a German and a European Point of View*. Springer Verlag: Berlin, Heidelberg.
- Bundesregierung* (1999): *Lebenslagen in Deutschland. Daten und Fakten. Materialband zum ersten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin.
- Bundesregierung* (2005): *Lebenslagen in Deutschland, der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin.
- Corak, Miles; Fertig, Michael; Tamm, Marcus* (2005): *A Portrait of Child Poverty in Germany*. RWI Discussion Papers No. 26. Essen.
- Deutscher Gewerkschaftsbund* (2001): *Zur Einkommensentwicklung in Deutschland: Arbeitnehmerkaufkraft seit 1991 stetig gesunken*. Berlin.

- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) (2003):* Repräsentative Analyse der Lebenslagen einkommensstarker Haushalte. Forschungsauftrag für das Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung. Berlin.
- Faik, Jürgen (2000):* Eine Datenquelle, drei Studien = drei verschiedene Aussagen? Zur Problematik empirischer Vermögensanalysen. Arbeitspapier Nr. 24. Universität Frankfurt/M.
- Franz, Wolfgang; Steiner, Viktor (1999):* Wages in the East German Transition Process – Facts and Explanations. ZEW Discussion Paper No. 99-40. Mannheim.
- Grabka, Markus M. (2000):* Einkommensverteilung in Deutschland – Stärkere Umverteilungseffekte in Ostdeutschland. DIW-Wochenbericht 19/00. Berlin.
- Greene, William, H. (2003):* Econometric Analysis. 5th ed., Upper Saddle River: New Jersey.
- Hauser, Richard (1997):* Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern 1990 bis 1995, in: Becker, Irene; Hauser, Richard (Hrsg.), Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Campus Verlag: Frankfurt.
- Hauser, Richard (2001):* Armutsforschung und Armutsberichterstattung. Vortrag gehalten auf dem ZUMA-Workshop über Armuts- und Reichtumsberichterstattung. Mannheim, November 2001.
- Hauser, Richard; Becker, Irene (1996):* Die Entwicklung der personellen Verteilung der Einkommen in West- und in Ostdeutschland 1973 bzw. 1990 bis 1994, in: Sozialer Fortschritt, 45 (12), S. 285-293.
- Hauser, Richard; Becker, Irene (1997):* The development of income distribution in the Federal Republic of Germany during the 1970s and 1980s, in: P. Gottschalk et al. (eds), Changing patterns in the distribution of economic welfare. An international perspective. Cambridge, pp. 184-219.
- Hauser, Richard; Becker, Irene (1998):* Zur Dynamik der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1995, in: Schönig, W.; I. Schmale (Hrsg.), Gestaltungsoptionen in modernen Gesellschaften. Festschrift für Jürgen Zerche zum 60. Geburtstag. Regensburg, S. 91-106.
- Hauser, Richard; Becker, Irene (1999a):* Die langfristige Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland, in: Galler H. P.; G. Wagner (Hrsg.), Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung. Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag. Frankfurt/New York, S. 119-134.
- Hauser, Richard; Becker, Irene (1999b):* Wird unser Einkommensverteilung immer ungleicher? Einige Forschungsergebnisse, in: Diether Döring (Hrsg.), Sozialstaat in der Globalisierung. Frankfurt, S. 89-116.

- Hauser, Richard; Becker, Irene* (eds) (2002): Reporting on Income Distribution and Poverty. Perspectives from a German and a European Point of View. Springer Verlag: Berlin, Heidelberg.
- Hauser, Richard; Fabig, Holger* (1999): Labor Earnings and Household Income Mobility in Reunified Germany: A comparison of the Eastern and Western States. Review of Income and Wealth, Series 45, No. 3, pp. 303-324.
- Hauser, Richard; Wagner, Gert G.* (2002): Die personelle Einkommensverteilung, in: K. F. Zimmermann (Hrsg.): Neue Entwicklungen in der Wirtschaftswissenschaft. Heidelberg, S. 371-438.
- Jenkins, Stephen P.; van Kerm, Philippe* (2003): Trends in income inequality, pro-poor income growth and income mobility. DIW Discussion Papers 377. Berlin.
- Lebenslagen in Deutschland: Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung.* Berlin 2005.
- Otto, Birgit; Siedler, Thomas* (2003): Armut in West- und Ostdeutschland – Ein differenzierter Vergleich. DIW-Wochenbericht 4/03. Berlin.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* (2004): Auszüge aus den Jahresgutachten 2004/05 und 2002/03: Aktualisierte Analyse der personellen Einkommensverteilung in Deutschland.
- Schäfer, Claus* (2003): Mit einer ungleicheren Verteilung in eine schlechtere Zukunft – die Verteilungsentwicklung in 2002 und den Vorjahren. WSI Mitteilungen 11/2003.
- Schubert, Ursula* (1997): Einkommensentwicklung und Armut in den neuen Bundesländern – Einige Ergebnisse des Sozialreports 1996, in: Becker, Irene; Hauser, Richard (Hrsg.), Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Campus Verlag: Frankfurt.
- Schwarze, Johannes; Mühling, Tanja* (2003): Auswertung des Niedrigeinkommens-Panels (NIEP) im Hinblick auf eine mehrdimensionale analyse von Armut. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung. Bamberg.
- Statistisches Bundesamt* (2004 a): Wirtschaftsrechnungen. Einkommens- und Verbrauchsstichprobe – Ausgewählte Ergebnisse zu den Einkommen und Ausgaben privater Haushalte. 1. Halbjahr 2003. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt* (2004 b): Datenreport 2004. (in Zusammenarbeit mit dem WZB und ZUMA). Bonn.
- Stauder, Johannes; Hüning, Wolfgang* (2003): Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus. Mimeo. Verfügbar unter: www.lds.nrw.de/shop/index.html

- Steiner, Viktor; Kraus, Florian* (1996): Aufsteiger und Absteiger in der ostdeutschen Einkommensverteilung 1989-93, in: M. Diewald; Mayer, K. U. (Hrsg.): Zwischenbilanz der Wiedervereinigung, Strukturwandel und Mobilität im Transformationsprozess. Opladen, S. 189-212.
- Steiner, Viktor; Wagner, Kersten* (1997): East-West German Wage Convergence – How far have we got? ZEW Discussion Paper 97-25. Mannheim.
- Steiner, Viktor; Wagner, Kersten* (1998): Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 188 (1), S. 29-59.
- Strengmann-Kuhn, Wolfgang* (2000): Niedrige Lohneinkommen: ein Indiz für prekäre Einkommenssituationen im Haushaltskontext? in: J. Schupp; Solga, H. (Hrsg.): Niedrig entlohnt = niedrig qualifiziert? Chancen und Risiken eines Niedriglohnssektors in Deutschland. Dokumentation der Tagungsbeiträge auf CD-ROM. Berlin.
- White, Halbert* (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- White, Halbert* (1982): Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models. *Econometrica* 53, pp. 1-16.

Anhang

Übersicht über die erklärenden Variablen

Variablen	Beschreibung
Arbeitsstunden	Summe der insgesamt normalerweise in einer Lebensgemeinschaft geleisteten Arbeitsstunden pro Woche (zentriert)
Rentner	1, wenn Bezugsperson und ggf. Partner in der Lebensgemeinschaft mindestens 65 Jahre ist, 0 sonst
Alter	Alter der Bezugsperson (zentriert)
Alter ²	Quadiertes Alter der Bezugsperson (zentriert)
Staatsangehörigkeit	1, wenn die Bezugsperson deutsch ist, 0 sonst
Stellung im Beruf	Quoten summieren sich zu 1
Auszubildende	Anteil Auszubildender, Zivildienst- und Wehrdienstleistender an allen beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Angestellte	Anteil Angestellter an allen beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Arbeiter	Anteil Arbeiter an allen beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Selbständig	Anteil Selbstständiger und mithelfender Familienangehöriger an allen beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Sonstige	Anteil Beamter, Richter und Berufssoldaten an allen beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Branchenzugehörigkeit	Quoten summieren sich zu 1
Landwirtschaft	Anteil in Land-, Forstwirtschaft und Fischerei Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Bergbau	Anteil in Bergbau, Energie- und Wasserversorgung Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Verarbeitendes Gewerbe	Anteil im verarbeitenden Gewerbe Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Baugewerbe	Anteil im Baugewerbe Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Handel	Anteil in Handel und Reparatur Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Nachrichten	Anteil in Verkehr und Nachrichtenübermittlung Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Versicherungen	Anteil im Kredit- und Versicherungsgewerbe Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Dienstleistungen	Anteil im Dienstleistungsbereich Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft
Verwaltung	Anteil in öffentlicher Verwaltung und Organisationen ohne Erwerbszweck Beschäftigter an allen in einer Branche beschäftigten Mitgliedern der Lebensgemeinschaft

Schulabschluss Schulabschluß, alle Personen	Referenzgruppe: kein Mitglied der Lebensgemeinschaft hat einen Schulabschluss Alle Bezugspersonen, Partner und Kinder ab 21 Jahren in der Lebensgemeinschaft haben einen Schulabschluss
Schulabschluss fehlt	Mindestens eine fehlende Angabe durch freiwillige Beantwortung der Frage für ab 52 Jährige
Schulabschluß, gemischt	Nicht alle Bezugspersonen, Partner und Kinder ab 21 Jahren in der Lebensgemeinschaft haben einen Schulabschluss
Berufliche Qualifikation BerQu alle	Referenzgruppe: kein Mitglied der Lebensgemeinschaft hat eine berufliche Qualifikation (keine Anlernausbildung/Praktikum) Alle Bezugspersonen, Partner und Kinder ab 28 Jahren in der Lebensgemeinschaft haben eine berufliche Qualifikation
BerQu fehlt	Mindestens eine fehlende Angabe durch freiwillige Beantwortung der Frage für ab 52 Jährige
BerQu misch	Nicht alle Bezugspersonen, Partner und Kinder ab 28 Jahren in der Lebensgemeinschaft haben eine berufliche Qualifikation
Haushaltstyp All.leb. Mann	Referenzgruppe: Paar ohne Kinder Alleinlebender Mann
All.leb. Frau	Alleinlebende Frau
Paar, 1 Kind	Paar mit einem Kind
Paar, 2 Kinder	Paar mit zwei Kindern
Paar, > 2 Kinder	Paar mit drei und mehr Kindern
All.erz. Mann, 1 Kind	Alleinerziehender Mann mit einem Kind
All.erz. Mann, > 1 Kind	Alleinerziehender Mann mit zwei und mehr Kindern
All.erz. Frau, 1 Kind	Alleinerziehende Frau mit einem Kind
All.erz. Frau, 2 Kinder	Alleinerziehende Frau mit zwei Kindern
All.erz. Frau, > 2 Kinder	Alleinerziehende Frau mit drei und mehr Kindern
Bundesland Brandenburg	1, wenn Lebensgemeinschaft in Brandenburg ansässig ist, 0 sonst
Mecklenburg-Vorpommern	1, wenn Lebensgemeinschaft in Mecklenburg-Vorpommern ansässig ist, 0 sonst
Sachsen-Anhalt	1, wenn Lebensgemeinschaft in Sachsen-Anhalt ansässig ist, 0 sonst
Thüringen	1, wenn Lebensgemeinschaft in Thüringen ansässig ist, 0 sonst
Schleswig-Holstein	1, wenn Lebensgemeinschaft in Schleswig-Holstein ansässig ist, 0 sonst
Hamburg	1, wenn Lebensgemeinschaft in Hamburg ansässig ist, 0 sonst
Bremen	1, wenn Lebensgemeinschaft in Bremen ansässig ist, 0 sonst
Niedersachsen	1, wenn Lebensgemeinschaft in Niedersachsen ansässig ist, 0 sonst
Rheinland-Pfalz	1, wenn Lebensgemeinschaft in Rheinland-Pfalz ansässig ist, 0 sonst

Baden-Württemberg	1, wenn Lebensgemeinschaft in Baden-Württemberg ansässig ist, 0 sonst
Bayern	1, wenn Lebensgemeinschaft in Bayern ansässig ist, 0 sonst
Hessen	1, wenn Lebensgemeinschaft in Hessen ansässig ist, 0 sonst
Saarland	1, wenn Lebensgemeinschaft im Saarland ansässig ist, 0 sonst

Deskriptive Statistiken für die Variablen im Logit-Modell, 1996 und 2002

Variablen	Typ ¹⁾	1996		2002	
		Mittelwert	Stunden	Mittelwert	Stunden
Arbeitsstunden	K	35.67	36.13		34.98
Rentner	D	0.236	0.425	0.244	0.430
Alter	K	51.53	17.83	52.33	17.72
Staatsangehörigkeit	D	0.945	0.227	0.944	0.231
Stellung im Beruf					
Auszubildende	A	0.021	0.117	0.023	0.121
Angestellte	A	0.283	0.414	0.305	0.426
Arbeiter	A	0.210	0.379	0.178	0.356
Selbständig	A	0.063	0.219	0.067	0.227
Sonstige	A	0.041	0.180	0.036	0.168
Branchenzugehörigkeit					
Landwirtschaft	A	0.051	0.265	0.029	0.153
Bergbau	A	0.014	0.121	0.007	0.072
Verarbeitendes Gewerbe	A	0.202	0.466	0.129	0.305
Baugewerbe	A	0.091	0.318	0.046	0.188
Handel	A	0.164	0.431	0.103	0.275
Nachrichten	A	0.052		0.035	0.167
Versicherungen	A	0.034	0.195	0.023	0.135
Dienstleistungen	A	0.222	0.478	0.176	0.349
Verwaltung	A	0.097	0.324	0.057	0.209
Schulabschluss					
Schulabschluss, alle Personen		1.549	0.743	1.526	0.730
Schulabschluss fehlt		0.034	0.218	0.033	0.213
Schulabschluss, gemischt		0.084	0.371	0.082	0.362

Berufliche Qualifikation				0.928	0.798
BerQu alle	A				
BerQu fehlt	A	0.404	0.613	0.341	0.573
BerQu misch	A	0.106	0.401	0.104	0.398
Haushaltstyp					
All.leb. Mann	D	0.142	0.349	0.158	0.365
All.leb. Frau	D	0.231	0.421	0.227	0.419
Paar, 1 Kind	D	0.135	0.341	0.121	0.326
Paar, 2 Kinder	D	0.114	0.318	0.105	0.308
Paar, > 2 Kinder	D	0.037	0.190	0.035	0.183
All.erz. Mann, 1 Kind	D	0.007	0.083	0.007	0.082
All.erz. Mann, > 1 Kind	D	0.002	0.048	0.003	0.051
All.erz. Frau, 1 Kind	D	0.034	0.182	0.035	0.184
All.erz. Frau, 2 Kinder	D	0.012	0.109	0.013	0.114
All.erz. Frau, > 2 Kinder	D	0.003	0.057	0.004	0.061
Paar ohne Kinder (Referenz)	D	0.286	0.452	0.261	0.439
Bundesland					
Brandenburg	D	0.030	0.171	0.032	0.175
Mecklenburg-Vorpommern	D	0.020	0.141	0.020	0.139
Sachsen-Anhalt	D	0.055	0.229	0.032	0.177
Thüringen	D	0.030	0.173	0.030	0.170
Schleswig-Holstein	D	0.035	0.185	0.356	0.185
Hamburg	D	0.025	0.157	0.243	0.154
Bremen	D	0.009	0.096	0.009	0.094
Niedersachsen	D	0.088	0.284	0.095	0.293
Rheinland-Pfalz	D	0.049	0.215	0.049	0.216
Baden-Württemberg	D	0.126	0.331	0.123	0.328
Bayern	D	0.149	0.356	0.151	0.358
Hessen	D	0.074	0.262	0.075	0.263
Saarland	D	0.014	0.116	0.013	0.113
Nordrhein-Westfalen (Referenzland für West-D)	D	0.212	0.409	0.211	0.408
Berlin	D	0.049	0.217	0.046	0.210
Sachsen (Referenzland für Ost-D)	D	0.055	0.229	0.055	0.228
<i>Endogene Variablen</i>					
Äquivalenzeinkommen	K	1013.99	503.28	1249.89	897.47
Nettoeinkommen	K			2073.54	1625.68

Variablentyp: D = (0, 1)-Dummy, A = Anteile; K = kardinal gemessene Variable.