

Einkommenslagen in Deutschland

Ein Ost-West-Vergleich von 1996 – 2002

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

Beitrag zur vierten Nutzerkonferenz „Forschung mit dem Mikrozensus“

12. – 13. Oktober 2005 in Mannheim

Keywords: Einkommensverteilung, Äquivalenzeinkommen, relative Armut, Mikrozensus, Logit

JEL Klassifikation: I32, D31, C25

Kontaktadresse:
Dr. Herbert S. Buscher
IWH Halle
Kleine Märkerstr. 8
06108 Halle

Telefon: 0345 – 775 37 70
Email: herbert.buscher@iwh-halle.de

Einleitung

Seit den neunziger Jahren geraten Fragen der personellen Einkommensverteilung wieder verstärkt in das öffentliche und wissenschaftliche Interesse. Die Gründe hierfür sind vielfältig, wobei jedoch zwei von besonderem Interesse sein dürften. Zum einen ist eine laufende Beobachtung der Einkommensentwicklung in den neuen und alten Bundesländern die Basis, um zu sehen, ob ein Anpassungsprozess stattfindet oder ob sich die eine Hälfte der Gesellschaft immer weiter von der anderen entfernt. Andererseits erscheint eine sich rasch verändernde Arbeitswelt mit neuen Formen der Beschäftigung, der Entlohnung, der Vertragsdauer etc der genaueren Betrachtung wert zu sein. Hiermit gehen häufigere Erwerbsunterbrechungen einher, die in der Folge zu schwankenden Einkommen über die Zeit führen.

Eine Vielzahl an Studien zur Einkommensentwicklung und -verteilung wurden bereits durchgeführt (Becker 1997a, b, 1999, Becker und Hauser 1995, 1977, Hauser und Becker 1996, 1997, 1998 a, b, 1999, Hauser und Fabig 1999, Otto und Siedler 2003, Grabka 2000 und die Bundesregierung 2005). Die meisten davon befassen sich allgemein mit der Entwicklung der Einkommensverteilung. Spezielle Aspekte wie Armut behandeln z. B. Otto und Siedler (2003), Strengmann-Kuhn (2000), Schubert (1997) und Hauser (1997, 2001). Auch der Zweite Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (2005) ist mit seinen Aussagen auf eine starke Resonanz in der Öffentlichkeit gestoßen. Alle hier erwähnten Arbeiten verwenden entweder die Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) oder die der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS). Analysen mit dem Mikrozensus wurden bisher nur von Stauder und Hüning (2003) durchgeführt. Somit besteht ein Forschungsbedarf hinsichtlich der Frage, ob mit den Daten des Mikrozensus ebenfalls in geeigneter Weise Analysen zur Einkommensentwicklung und -verteilung durchgeführt werden können. Hierbei liegt der Schwerpunkt der Auswertung der Daten des Mikrozensus auf dem Niedrigeinkommensbereich. Neben anderen Fragestellungen wird insbesondere untersucht, wie sich Lebensformen mit und ohne Kinder hinsichtlich ihrer Einkommensverteilung verhalten. Mit Hilfe eines logistischen Regressionsmodells wird für die Jahre 1996 und 2002, getrennt für West- und Ostdeutschland, überprüft, wie sich die Lebensform und die Anzahl der Kinder auf das Risiko auswirken, sich in einer relativen Armutslage zu befinden. Als Einkommensmaß wird hierbei das nach der alten OECD Skala gewichtete Äquivalenzeinkommen verwendet, das sowohl der Anzahl als auch dem Alter der Personen in einer Lebensgemeinschaft Rechnung trägt.

Der Beitrag beginnt mit einer Auswertung der Mikrozensus-Datensätze mit Hilfe der üblichen Maße zur Beschreibung einer Einkommensverteilung. Daran schließt sich die Darstellung und Kommentierung der Schätzergebnisse der Logit-Modelle an. Eine Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse sowie ein Ausblick auf weitere zu untersuchende Aspekte beenden den Beitrag.

Beschreibung der Einkommensentwicklung von 1996 bis 2002

In Westdeutschland betrug 1996 das 50 / 10–Dezilverhältnis 2,03, d.h., das höchste Einkommen im fünften Dezil war um das 2,03-fache höher als das höchste Einkommen im untersten Dezil. Dieses Verhältnis hat sich 2002 leicht gemildert. Erhöht, wenn auch geringfügig, hat sich demgegenüber das 90 / 50-Verhältnis. Dies ist ein leichtes Indiz für die Verschiebung der Einkommensverteilung zugunsten der höheren Einkommen. Für diese Interpretation spricht, dass sowohl in West-, als auch in Ostdeutschland die Einkommensanteile im obersten Dezil um fast jeweils vier Prozentpunkte angestiegen sind. Im unteren Bereich der Verteilungen liegt der Einkommensanteil im ersten Dezil 2002 in Westdeutschland etwas höher als noch 1996, während in Ostdeutschland eine leichte Abnahme zu verzeichnen ist.

Unterschiede in der West-Ost-Einkommensverteilung bestehen in der ersten Hälfte der Einkommensverteilung: während 2002 in Westdeutschland die unteren 50 % der Lebensgemeinschaften 29,2 % der Einkommen auf sich vereinigten, betrug dieser Anteil in Ostdeutschland 35 %. Dies ist ein Hinweis darauf, dass die Einkommensverhältnisse auch noch 2002 im Westen deutlich günstiger sind als im Osten.

Tabelle 1: Dezilanteile und Dezilverhältnisse der Äquivalenzeinkommen

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	1996	2002	1996	2002
1. Dezil	2,99	3,36	4,01	3,90
2. Dezil	7,11	4,93	6,90	6,15
3. Dezil	4,56	6,52	7,34	6,91
4. Dezil	9,13	9,69	8,32	9,80
5. Dezil	6,54	4,69	10,86	8,21
6. Dezil	12,47	12,29	8,21	8,83
7. Dezil	7,99	7,70	10,00	11,29
8. Dezil	12,41	12,17	12,25	13,13
9. Dezil	16,36	14,41	15,56	11,73
10. Dezil	20,44	24,23	16,56	20,04
Dezilverhältnis 90 / 10	3,45	3,36	2,63	2,70
Dezilverhältnis 90 / 50	1,70	1,82	1,50	1,53
Dezilverhältnis 50 / 10	2,03	1,85	1,76	1,76

In Bezug auf die Dezilverhältnisse sind in Ostdeutschland praktisch keine Veränderungen eingetreten. Allerdings fallen für beide Beobachtungsjahre die Dezilverhältnisse in Ostdeutschland deutlich niedriger aus als in den alten Bundesländern.

Neben den Verteilungsmaßen dienen auch Ungleichheitsmaße zur Charakterisierung einer Verteilung über die Zeit. Eine Definition sowie die statistischen und mathematischen Eigenschaften der einzelnen Maße finden sich bei Hauser und Wagner (2002).

In der Tabelle 2 sind die üblichen Verteilungsmaße von Atkinson und Theil angegeben sowie der Gini-Koeffizient und der Variationskoeffizient. Der Gini-Koeffizient kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Je dichter der Koeffizient an Null ist, desto gleichmäßiger ist die Verteilung. Werte nahe an Eins 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 ist, desto höher ist die Armutsaversion. In der Literatur über Einkommensverteilung haben sich die Werte 1; 1,5 und 2 für ϵ etabliert. Mit ϵ steigt hierbei die Gewichtung insbesondere der niedrigen Einkommen. Für $\epsilon = 1$ liegt das Atkinson-Maß zwischen Null und Eins. Werte nahe an Eins 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.

Tabelle 2: Ungleichheitsmaße der Einkommensverteilung

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	1996	2002	1996	2002
Atkinson (1,0)	0,124	0,150	0,079	0,096
Atkinson (1,5)	0,182	0,213	0,118	0,142
Atkinson (2,0)	0,262	0,290	0,170	0,198
Theil-0-Maß	0,140	0,185	0,086	0,107
Theil-1-Maß	0,133	0,163	0,083	0,101
Gini-Koeffizient	0,287	0,313	0,222	0,243
Variationskoeffizient	0,555	0,734	0,432	0,515

Sowohl für West- als auch für Ostdeutschland ist von 1996 bis 2002 ein Anstieg des Gini-Koeffizienten zu verzeichnen, was auf eine größere Ungleichverteilung hinweist. Allerdings ist die Einkommensverteilung in Westdeutschland mit einem Gini-Koeffizienten von 0,313 im Jahr 2002 deutlich ungleicher als in Ostdeutschland, wo der entsprechende Wert nur 0,243 beträgt. Zusätzlich deutet der Koeffizient für Ostdeutschland darauf hin, dass selbst im Jahr 2002 die äquivalenzgewichtete Einkommensverteilung immer noch gleichmäßiger ausfällt als sie 1996 in Westdeutschland war.

Neben einer stärkeren Ungleichheit der Einkommensverteilung hat auch die Streuung zwischen den Einkommensklassen zugenommen, wie die entsprechenden Variationskoeffizienten belegen. Diese Entwicklung kann als ein Indiz für eine starke

Ungleichverteilung in beiden Regionen gewertet werden. In Westdeutschland streuen die Einkommen deutlich stärker als in Ostdeutschland. Zusätzlich fiel zwischen 1996 und 2002 der Anstieg in der Variation in Westdeutschland stärker als in den neuen Ländern aus.

Eine dritte Klasse von eindimensionalen Maßen der Einkommensverteilung stellt auf die Entwicklung der relativen Armut ab. Die Armutsquote liefert Informationen über den Anteil der Bevölkerung / Lebensgemeinschaften, die ein Nettoeinkommen haben, welches unterhalb eines vorgegebenen Schwellenwertes liegt. 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. Zur Berechnung der Armutsintensität wird dieser Abstand je Lebensgemeinschaft quadriert und folglich den Ärmsten der Armen ein stärkeres Gewicht gegeben. So können Erkenntnisse über die Struktur der als arm identifizierten Lebensgemeinschaften gewonnen werden. Die entsprechenden Werte für die Armutsmaße sind in der Tabelle 3 dargestellt.

Tabelle 3: Armutsmaße der Einkommensverteilung

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	1996	2002	1996	2002
Armutsquote				
0,5 Median	11,34	8,35	4,73	7,42
0,6 Median	13,89	16,66	12,35	10,98
Armutslücke				
0,5 Median	3,36	2,80	1,65	1,98
0,6 Median	4,91	4,44	3,05	3,25
Armutsintensität				
0,5 Median	1,80	1,45	0,91	0,89
0,6 Median	2,52	2,09	1,35	1,42

Für alle Armutsmaße sind zwei alternative Armutsgrenzen definiert, einmal eine 50 %- und einmal eine 60 %-Grenze des äquivalenzgewichteten Medianeinkommens. Die Unterschiede in der Bestimmung der Armutsgrenze sind beträchtlich und unterscheiden sich zum Teil um den Faktor 2 bzw. 3 hinsichtlich der Armutsquoten. 1996 betrug das äquivalenzgewichtete Medianeinkommen für Deutschland etwas weniger als 1000 Euro und in 2002 etwas unter 1100 Euro. Dementsprechend gelten Haushalte als arm, die entweder monatlich über weniger als knapp 500 Euro verfügen (1996, 50 %-Grenze) oder bei alternativer Betrachtung über weniger als knapp 600 Euro. Die Werte für 2002 lauten dementsprechend 550 Euro bei der 50 %-Grenze und 660 Euro bei der 60 %-Grenze. Diese Werte entsprechen in der Größenordnung in etwa den Beträgen, die ein alleinstehender Sozialhilfeempfänger ohne Erwerbstätigkeit monatlich erhält.

Betrachtet man zunächst die Armutsquote, dann fällt die gegenläufige Entwicklung in West- und Ostdeutschland auf. Während bei der 60 %-Grenze die Quote im Westen zunimmt, sinkt sie im Osten. Für die 50 %-Grenze jedoch zeigt sich genau die entgegengesetzte Entwicklung. Weiter zu anmerken, dass die Armutsquote in den neuen Bundesländern niedriger ist als in den alten, allerdings näherten sich beide Quoten (50 %-Grenze) deutlich an. Stellt man auf die 60 %-Grenze ab, dann leben in Westdeutschland im Jahre 2002 knapp 17 % der Lebensgemeinschaften in relativer Armut, wohingegen sich der Anteil im Osten auf etwa 11 % beläuft.

Gegenläufige Entwicklungen in West- und Ostdeutschland zeigen auch die beiden anderen Armutsmaße, wenn die 60 %-Grenze zugrunde gelegt wird.

Als letzte deskriptive Auswertung wird die Schichtung nach relativer Einkommensposition untersucht, wobei insgesamt fünf Einkommensklassen, relativ zum Medianeinkommen, definiert sind. Die Ergebnisse dieser Schichtung, getrennt nach West und Ost, sind in den Tabellen 4 und 5 dargestellt. Zusätzlich ist in beiden Tabellen neben dem äquivalenzgewichteten Einkommen auch das ungewichtete Einkommen ausgewiesen.

In Westdeutschland sank zwischen 1996 und 2002 die relative Armutsquote (äquivalenzgewichtetes Einkommen) von rund 11 % auf 8 %. Die Mehrzahl der betroffenen Lebensformen wird sich vermutlich 2002 in einer prekären Wohlstandssituation wiederfinden. Demgegenüber lassen sich nur geringfügige Veränderungen für die oberen Einkommensbereiche feststellen. Der Anteil der Lebensgemeinschaften, die 1996 in einem relativen Wohlstand lebten, hat sich gegenüber 2002 praktisch nicht verändert. Leicht gesunken ist der Anteil der Lebensformen in einer mittleren Einkommenslage. Da ebenfalls der Anteil derjenigen, die in einer prekären Wohlstandssituation leben, gegenüber 1996 angestiegen ist, hat sich vermutlich ein Teil der Lebensgemeinschaften im Beobachtungszeitraum hinsichtlich der Einkommenslage verschlechtert.

Tabelle 4: Schichtung nach relativer Einkommensposition (Westdeutschland)¹

	1996		2002	
	Netto	Äquivalenz	Netto	Äquivalenz
Relative Armut (<50 % Median)	12,49	10,83	14,96	8,02
Prekärer Wohlstand (50 - < 75 % Median)	17,44	17,73	16,33	19,94
Mittlere Einkommenslage (75 - < 125 % Median)	37,40	36,11	34,12	35,88
Gehobene Einkommenslage (125 - < 150 % Median)	7,41	15,55	13,33	16,68
Relativer Wohlstand (ab 150 % Median)	25,27	19,78	21,26	19,48

1) Netto = Nettohaushaltseinkommen, Äquivalenz = äquivalenzgewichtetes Nettoeinkommen der Lebensgemeinschaft auf der Grundlage der alten OECD Skala. Anteile in Prozent.

Betrachtet man die Werte für Ostdeutschland, so ist eine deutliche „Stauchung“ der Einkommensverteilung für die äquivalenzgewichteten Einkommen im Vergleich zu den Nettoeinkommen festzustellen. Für Westdeutschland gilt dies erheblich eingeschränkter.

Tabelle 5: Schichtung nach relativer Einkommensposition (Ostdeutschland)

	1996		2002	
	Netto	Äquivalenz	Netto	Äquivalenz
Relative Armut (<50 % Median)	14,30	4,74	11,65	7,36
Prekärer Wohlstand (50 - < 75 % Median)	22,88	17,74	18,58	16,53
Mittlere Einkommenslage (75 - < 125 % Median)	33,45	49,38	29,46	47,37
Gehobene Einkommenslage (125 - <150 % Median)	8,72	14,39	10,56	15,17
Relativer Wohlstand (ab 150 % Median)	20,64	13,75	29,81	13,56

1) Netto = Nettohaushaltseinkommen, Äquivalenz = äquivalenzgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen auf der Grundlage der alten OECD Skala. Anteile in Prozent.

Für die äquivalenzgewichteten Einkommen blieben zwischen 1996 und 2002 die oberen Einkommensanteile im Wesentlichen unverändert. Leicht verringert hat sich der Anteil der Lebensgemeinschaften, die sich in einer mittleren Einkommenslage befinden. Hinzuweisen ist auf die Anteile der Lebensgemeinschaften, die in relativer Armut leben. Während bei den Nettoeinkommen der Anteil von 14,3 % im Jahr 1996 auf 11,65 % in 2002 abnahm, erhöhte sich der Anteil von 4,7 auf 7,4 % bei den äquivalenzgewichteten Einkommen. Diese Tendenz kann ein Indiz dafür sein, dass in vielen ostdeutschen Lebensgemeinschaften Personen leben, die arbeitslos geworden sind und somit über ein niedrigeres Haushaltseinkommen verfügen, oder als ein Indiz, dass der Anteil der Haushalte, in denen allgemein gesprochen nicht erwerbstätige Personen (Kinder, Rentner, Arbeitsuchende etc.) leben, im Zeitverlauf angestiegen ist. Dies kann jedoch anhand der Tabelle nicht definitiv entschieden werden.

Ergebnisse der Logit-Schätzungen

In einem nächsten Schritt werden die äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen der unterschiedlichen Lebensformen dahingehend klassifiziert, ob das Einkommen unterhalb von 60 % des Medianeinkommens liegt mindestens den Schwellenwert erreicht. Lebensgemeinschaften mit einem äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen unterhalb dieser Grenze bekamen den Wert Eins, solche oberhalb eine Null zugewiesen. Hierbei stellt die 60 %-Grenze eine mögliche Abgrenzung der Situation einer Lebensgemeinschaft in prekäre und nicht prekäre Einkommenslagen dar.

Die derart erzeugte Variable dient dann als erklärende Variable in einem Logit-Modell. Dieses wird sowohl für die einzelnen Jahre als auch für West- und Ostdeutschland getrennt geschätzt.

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 berufliche Qualifikation der Mitglieder der Lebensgemeinschaft. Hinzu kamen 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.

Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind auszugsweise in Tabelle 6 dargestellt.¹ Anstelle der üblicherweise geschätzten Koeffizienten sind in der Tabelle die marginalen Effekte wiedergegeben, da diese eine unmittelbare Interpretation der Wirkungsrichtung und -höhe zulassen. Ermittelt werden die marginalen Effekte für eine Variable, indem die restlichen Variablen zu ihrem jeweiligen Mittelwert evaluiert sind. Die Vorzeichen der marginalen Effekte sind wie folgt zu interpretieren: Ist keine Referenzgröße angegeben, dann bedeutet ein negatives Vorzeichen des Koeffizienten eines Regressors ein verringertes Risiko, sich in einer prekären Einkommenslage zu befinden bei marginaler Erhöhung der erklärenden Variable. Ein positives Vorzeichen weist dementsprechend auf ein höheres Risiko hin. Ist eine Referenzgröße angegeben, dann beziehen sich die Vorzeichen auf diese. Hierbei wird die Erhöhung der Dummyvariable von Null auf Eins betrachtet. Beispielsweise ist für die Lebensform „Paare ohne Kinder“ die Referenzgröße. Folglich besagt ein positives Vorzeichen

¹ Eine vollständige Darstellung der Schätzergebnisse kann auf Anfrage von den Autoren bezogen werden. Aus Platzgründen verzichten wir hier auf eine entsprechende Wiedergabe.

bei Paaren mit einem Kind, dass diese Lebensform im Vergleich zu den Paaren ohne Kinder ein höheres Risiko haben, in eine relative Armutslage zu geraten.

Tabelle 6: Auszug aus den Ergebnissen der Logitschätzungen¹⁾:

Marginale Effekte	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	1996	2002	1996	2002
Alleinlebend männlich	0,009**	0,034**	0,032**	0,026**
Alleinlebend weiblich	0,014**	0,046**	0,050**	0,035**
Paar, 1 Kind	0,187**	0,157**	0,080**	0,145**
Paar, 2 Kinder	0,309**	0,294**	0,243**	0,280**
Paar, > 2 Kinder	0,612**	0,540**	0,488**	0,592**
Alleinerziehend, Mann, 1 Kind	0,111**	0,081**	0,148**	0,140**
Alleinerziehend, Mann, >1 Kind	0,433**	0,309**	0,229**	0,267**
Alleinerziehend, Frau, 1 Kind	0,210**	0,126**	0,170**	0,196**
Alleinerziehend, Frau, 2 Kinder	0,443**	0,405**	0,275**	0,352**
Alleinerziehend, Frau, > 2 Kinder	0,640**	0,627**	0,502**	0,619**

1) Bei den in der Tabelle ausgewiesenen erklärenden Variablen handelt es sich jeweils um (0,1) Dummies.

** 1 % Signifikanzniveau, * 5 % Signifikanzniveau. Schätzungen ohne Berlin

Die Ergebnisse der Tabelle 6 zeigen, dass alle Lebensformen im Vergleich zu kinderlosen Paaren ein höheres Risiko aufweisen, sich in einer relativen Armutssituation zu befinden. Allerdings fällt dieses Risiko je nach Typ der Lebensform unterschiedlich aus. Dieses Ergebnis ist einheitlich für West- und Ostdeutschland. Mit zunehmender Kinderzahl kommt es zu einem deutlichen Anstieg des Risikos und alleinerziehende Frauen und Paare mit jeweils mehr als zwei Kindern haben 1996 in Westdeutschland ein um mehr als 60 % höheres Armutsrisiko als kinderlose Paare. In Westdeutschland ist in der Zeit von 1996 bis 2002 dieses Risiko jedoch für alle Lebensformen mit Kindern zurückgegangen. Einen leichten Anstieg hingegen verzeichnen die alleinlebenden Personen, obwohl hier das Risiko weiterhin nicht sehr viel höher als das der Referenzgruppe ist.

Eine umgekehrte Entwicklung vollzog sich in den neuen Bundesländern. Hier hatten 1996 alle Lebensformen mit Kindern ein zum Teil deutlich geringeres Armutsrisiko im Vergleich zu den entsprechenden westdeutschen Gruppen. Eine Ausnahme hiervon bilden lediglich die alleinerziehenden Männer mit einem Kind. Im Zeitverlauf jedoch stieg das Armutsrisiko für fast alle Lebensformen mit Kindern an und übertraf sogar für einige das westdeutsche Risikoniveau. Hier ist deutlich ersichtlich, dass Lebensformen mit mehr als zwei Kindern ein deutlich höheres Armutsrisiko aufweisen als die restlichen Lebensformen.

Ob diese Risiken für einzelne Lebensformen tatsächlich eintreten und wenn ja, wie lange sie andauern, darüber gibt der Mikrozensus keine Auskunft. Hierzu sind Analysen erforderlich, welche die Einkommensmobilität untersuchen.

In den Tabellen 7 und 8 sind ausgewählte Gütekriterien für die Schätzungen dargestellt. Da es sich beim Regressanden um eine (0,1)-Dummyvariable handelt, kann diese als Wahrscheinlichkeit interpretiert werden. Die vom Modell geschätzten Werte liegen zwischen 0 und 1 und man benötigt folglich einen Grenzwert, ab dem eine Modellvorhersage als wahr bzw. als falsch eingeschätzt werden kann. Im vorliegenden Modell gelten etwa 15 % der Haushalte als relativ arm (Einkommen geringer als 60 % des Medianeinkommens). Als „cut-point“ ist daher der Wert 0,2 gewählt worden. Mit D sind diejenigen Lebensgemeinschaften gemeint, die tatsächlich als arm gelten. Folglich sind alle übrigen unter $\neg D$ subsumiert. Weiterhin ist ausgewiesen, ob die Armutswahrscheinlichkeit einer Lebensgemeinschaft durch das Modell mit größer oder gleich 0,2 (Armut wird vorausgesagt) oder einem kleineren Wert angenommen wird.

Tabelle 7: Sensitivität und Spezifität der Schätzungen für Westdeutschland

Klassifiziert als		1996			2002		
		D wahr	$\neg D$ wahr	gesamt	D wahr	$\neg D$ wahr	gesamt
$\geq 0,2$	absolut	14.649	17.565	32.214	20.239	28.626	48.865
	in Prozent	45,47 %	54,53 %		41,42 %	58,58 %	
	Sensitivität	61,37 %			71,85 %		
$< 0,2$	absolut	9.220	132.320	141.540	7.929	117.689	125.618
	in Prozent	6,51 %	93,48 %		6,31 %	93,69 %	
	Spezifität	88,28 %			80,44 %		
Gesamt		23.869	149.885	173.754	28.168	146.315	174.483

Mit „Sensitivität“ bezeichnet man den Anteil geschätzter Werte größer oder gleich 0,2 an der Anzahl von „Einsen“, die die endogene Variable tatsächlich annimmt. Spezifität ist der Anteil von Werten, für die die endogene Variable den Wert Null annimmt und die durch das Modell korrekt klassifiziert werden.

Für Westdeutschland betragen die beiden Werte für 2002 71,85 % für die Sensitivität und 80,44 % für die Spezifität. Gegenüber 1996 fand somit eine Verbesserung der Schätzung bei der Sensitivität statt, nicht jedoch bei der Spezifität. Demgegenüber ist für Ostdeutschland eine Verbesserung für beide Kennziffern im Jahr 2002 gegenüber 1996 zu konstatieren. Vergleicht man für 2002 die Ergebnisse für West- und Ostdeutschland, dann ist der Wert für die Sensitivität für Westdeutschland etwas höher, so dass der gewählte Ansatz insgesamt für den Westen vergleichsweise besser spezifiziert ist als für den Osten.

Tabelle 8: Sensitivität und Spezifität der Schätzungen für Ostdeutschland

Klassifiziert als		1996			2002		
		D wahr	¬D wahr	gesamt	D wahr	¬D wahr	gesamt
≥ 0,2	absolut	2.881	3.549	6.430	2.744	3.059	5.803
	in Prozent	44,81 %	55,19 %		47,29 %	52,71 %	
	Sensitivität	59,12 %			64,99 %		
< 0,2	absolut	1.992	29.837	31.829	1.478	31.392	32.870
	in Prozent	6,26 %	93,74 %		4,50 %	95,50 %	
	Spezifität	87,37 %			91,12 %		
Gesamt		4.873	33.386	38.259	4.222	34.451	38.673

Zusammenfassung

In dem Beitrag untersuchen wir die Einkommensverteilung für West- und Ostdeutschland auf der Basis der Daten der Mikrozensus für die Jahre 1996 und 2002. Das vornehmliche Augenmerk der Untersuchung liegt im Bereich der Lebensformen mit einem niedrigen Einkommen. Neben anderen Einflussfaktoren wird insbesondere untersucht, wie sich unterschiedliche Lebensformen auf das Risiko auswirken, sich in einer relativen Armutslage zu befinden. Bezüglich der Lebensformen liegt der Schwerpunkt in der Unterscheidung von kinderlosen Lebensgemeinschaften und solchen mit einem oder mehreren Kind(ern), wobei das Alter der Kinder bzw. des jüngsten Kindes nicht berücksichtigt wurde. Die Ergebnisse zeigen, dass kinderlose Paare das geringste Risiko haben, in relativer Armut zu leben, gefolgt von alleinlebenden Personen. Demgegenüber weisen Lebensformen mit Kindern ein höheres Risiko auf, das mit zunehmender Kinderzahl deutlich ansteigt. Unabhängig davon, ob es sich um Paare oder um alleinerziehende Personen handelt, besteht ab dem dritten Kind ein deutlich höheres Armutsrisiko. Dieses Ergebnis gilt sowohl für West- als auch für Ostdeutschland für beide Jahre der Untersuchung. Allerdings entwickeln sich die Wahrscheinlichkeiten, in einer relativen Armutslage zu sein, in beiden Teilen im Zeitverlauf unterschiedlich. Während sich in Westdeutschland dieses Risiko für die betrachteten Lebensformen überwiegend verringert, ist für Ostdeutschland eher die gegenläufige Entwicklung zu konstatieren. Dies gilt insbesondere für Lebensformen mit Kindern.

Die hier präsentierten Ergebnisse basieren auf einem einfachen Logit-Modell. In welchem Maße sich die Ergebnisse ändern, wenn anspruchsvollere Modelle verwendet werden, z. B. ein geordnetes Logit- oder ein Tobit-Modell, indem vorgegebene Einkommensklassen berücksichtigt werden, ist zukünftiger Forschung vorbehalten.

Untersuchungen zur Einkommensverteilung in Deutschland werden fast ausschließlich mit den Daten des SOEP oder der EVS durchgeführt. Die Ergebnisse dieses Papers zeigen, dass auch der Mikrozensus für derartige Fragestellungen sehr geeignet ist. Diese Datenbasis erlaubt insbesondere eine sehr tiefe Untergliederung mit ausreichenden Fallzahlen, was mit den beiden anderen Datensätzen nicht oder nur sehr begrenzt möglich ist. Gleichwohl lassen

sich Verbesserungsvorschläge unterbreiten. Wünschenswert wäre insbesondere eine detaillierte Erfragung der Höhe der einzelnen Einkommensarten anstelle des bisher erfragten qualitativen Vorhandenseins verschiedener Einkünfte sowie eine präzise und unklassierte Angabe des der Lebensform zur Verfügung stehenden monatlichen Nettoeinkommens.

Literatur

Becker, Irene (1997 a): Entwicklung der Einkommensverteilung in Deutschland: zunehmende Spaltung der Gesellschaft? WSI-Mitteilungen 10/1997, 690-700.

Becker, Irene (1997 b): Die Entwicklung von Einkommensverteilung und Einkommensarmut in den alten Bundesländern von 1962-1988. In: Becker, Irene und Richard Hauser (Hrsg.) (1997): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Frankfurt (Campus Verlag).

Becker, Irene (1999): Zur Verteilungsentwicklung in den 80er und 90er Jahren. Teil 1: Veränderungen der personellen Einkommensverteilung. WSI-Mitteilungen 3/1999, 205-214.

Becker, Irene and Richard Hauser (1995): Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren. In: Konjunkturpolitik 41 (4), 308-343.

Becker, Irene und Richard Hauser (Hrsg.) (1997): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Frankfurt (Campus Verlag).

Bundesregierung (2005): Lebenslagen in Deutschland, der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Berlin.

Grabka, Markus M. (2000): Einkommensverteilung in Deutschland – Stärkere Umverteilungseffekte in Ostdeutschland. DIW-Wochenbericht 19/00, Berlin.

Hauser, Richard (1997): Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern 1990 bis 1995. In: Becker, Irene und Richard Hauser (Hrsg.) (1997): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Frankfurt (Campus Verlag).

Hauser, Richard (2001): Armutsforschung und Armutsberichterstattung. Vortrag gehalten auf dem ZUMA-Workshop über Armuts- und Reichtumsberichterstattung, Mannheim, November 2001.

Hauser, Richard and Irene Becker (1996): Die Entwicklung der personellen Verteilung der Einkommen in West- und in Ostdeutschland 1973 bzw. 1990 bis 1994. In: Sozialer Fortschritt, 45 (12), 285-293.

Hauser, Richard and Irene Becker (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, 184-219.

Hauser, Richard and Irene Becker (1998): Zur Dynamik der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1995. In: Schönig, W. and I. Schmale (eds.): Gestaltungsoptionen in modernen Gesellschaften, Festschrift für Jürgen Zerche zum 60. Geburtstag. Regensburg, 91-106.

Hauser, Richard and Irene Becker (1999a): Die langfristige Entwicklung der personellen Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland. In: Galler H. P. and G. Wagner (eds.), Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung. Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag. Frankfurt/New York, 119-134.

Hauser, Richard and Irene Becker (1999b): Wird unsere Einkommensverteilung immer ungleicher? Einige Forschungsergebnisse. In: Diether Döring (ed.): Sozialstaat in der Globalisierung. Frankfurt, 89-116.

Hauser, Richard and Holger Fabig (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, 303-324.

Hauser, Richard and Gert G. Wagner (2002): Die personelle Einkommensverteilung. In: K. F. Zimmermann (ed.): *Neue Entwicklungen in der Wirtschaftswissenschaft*, Heidelberg, 371-438.

Otto, Birgit and Thomas Siedler (2003): Armut in West- und Ostdeutschland – Ein differenzierter Vergleich. *DIW-Wochenbericht* 4/03, Berlin.

Schubert, Ursula (1997): Einkommensentwicklung und Armut in den neuen Bundesländern – Einige Ergebnisse des Sozialreports 1996. In: Becker, Irene und Richard Hauser (Hrsg.) (1997): *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Frankfurt (Campus Verlag).

Stauder, Johannes and Wolfgang Hüning (2003): Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus. Mimeo. Verfügbar unter: www.lds.nrw.de/shop/index.html

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (2000): Niedrige Lohneinkommen: ein Indiz für prekäre Einkommenssituationen im Haushaltskontext? In: J. Schupp and H. Solga (eds.): *Niedrig entlohnt = niedrig qualifiziert? Chancen und Risiken eines Niedriglohnsektors in Deutschland. Dokumentation der Tagungsbeiträge auf CD-ROM.* Berlin.