

anhand von ex post-Prognosen auf Einzelgleichungsebene überprüft. Wesentlicher Beurteilungsmaßstab der Prognosegüte ist dabei der sog. Theil-Koeffizient, welcher die Abweichung zwischen tatsächlichen und prognostizierten Werten mißt und möglichst nahe bei null liegen sollte (Intervall von 0 bis 1). Der Stützzeitraum der Schätzungen endet Juli 2005 (Beginn je nach VAR-Modell 1995.06 oder 1995.07), prognostiziert werden die Veränderungen des CCI in den Monaten August und September 2005 (vgl. Tabelle 3).

Tabelle 3:
Ex post-Prognosen des Consumer Confidence Indicator: Schätzwerte und Theil-Koeffizient

| | ΔMed1 | ΔMed2 | ΔMed3 | ΔMedsal |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|
| $\Delta\text{CCI}_{2005.08}$ (actual: 1,300) | 0,636 | 2,456 | 1,030 | 1,044 |
| $\Delta\text{CCI}_{2005.09}$ (actual: 2,200) | 0,559 | 0,945 | 0,252 | 0,682 |
| Theil-Koeffizient (1995.06-2005.09) | 0,579 | 0,622 | 0,572 | 0,496 |

Quellen: Medien Tenor; EU-Kommission; Berechnungen des IWH.

Am aktuellen Rand hat sich der Indikator der Konsumentenstimmung zwei mal hintereinander erhöht („actual“). Alle vier Modelle des Konsumklimas prognostizieren diese positive Tendenz, also den richtigen Vorzeichenwechsel. Allerdings signalisiert der Theil-Koeffizient, daß das Prognosemodell noch stark verbesserungsbedürftig ist. Dabei ist die mangelnde Prognosegüte vermutlich darauf zurückzuführen, daß die Schätzgleichung – aufgrund der Autokorrelationsproblematik – zahlreiche

und insbesondere auch insignifikante Lags enthält. Es ist aber auch zu prüfen, ob u. U. weitere Variablen in das Modell aufzunehmen sind.²³

Fazit und weitere Ansatzpunkte der Forschung

Die Hypothese über einen Einfluß der Medienmeldungen auf die Erwartungen, gestützt im wesentlichen auf das Fundament der Agenda-Setting-Forschung, ist aufgrund der hier präsentierten empirischen Ergebnisse – in dem eingeschränkten Raum-Zeit-Kontext – vorerst nicht abzulehnen. Hingegen lassen sich die Richtungsänderungen des Vertrauensindikators von einer Periode zur nächsten zu einem gewissen Teil durch die zeitlich vorlaufende Änderung im Tenor der Medienberichterstattung erklären. Dabei wurde die höchste Korrelation bei einem Lag von einem Monat gemessen. Die Resultate der ex post-Prognosen veranschaulichen allerdings, daß zu einer verlässlichen Vorhersage der Entwicklung der Konsumentenstimmung über die bloße Richtungsänderung hinaus noch weitere Faktoren heranzuziehen sind; hier wäre bspw. die Bedeutung persönlicher Erfahrungen oder die soziale Gruppenzugehörigkeit zu diskutieren.

Zur besseren Absicherung der Erkenntnisse besteht weiterer Forschungsbedarf. Dabei ist das Augenmerk vor allem auf die Verfeinerung und Formalisierung des theoretischen Modells zu richten sowie der methodische „Baukasten“ zu erweitern; hier wäre bspw. an die Anwendung sog. „Ereignis-ökonomie“ zu denken.

Sophie.Woersdorfer@iwh-halle.de

Schwache Tendenz zu mehr Ungleichheit: Einkommensverteilung in Ostdeutschland 1999 und 2002*

Seit den neunziger Jahren, auch bedingt durch die Wiedervereinigung Deutschlands und den Aufholprozeß der neuen Bundesländer, erneuerte sich das Interesse an der personellen Einkommensverteilung. Während die neuen Länder in der ersten Hälfte der neunziger Jahre eine im Vergleich zu Westdeutschland wesentlich gleichmäßigere Einkommensverteilung aufwiesen,²⁴ vergrößerte sich die Ungleichheit im Laufe der Zeit. Ein Grund hierfür

mensverteilung aufwiesen,²⁴ vergrößerte sich die Ungleichheit im Laufe der Zeit. Ein Grund hierfür

* Alle Ergebnisse in diesem Beitrag beziehen sich nur auf die fünf Flächenländer, d. h., Berlin wurde nicht berücksichtigt.

²³ Der Erklärungswert der Modelle ist mit einem R^2 von 19% bis 37% als vergleichsweise gering einzuschätzen.

²⁴ Vergleiche u. a. HAUSER, R.; BECKER, I.: Zur Dynamik der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland 1962 bis 1995, in: Schönig, Werner; Ingrid Schmale (Hrsg.), Gestaltungsoptionen in modernen Gesellschaften. Festschrift für Jürgen Zerche zum 60. Geburtstag, Regensburg 1998. – STEINER, V.; KRAUS, F.: Aufsteiger und Absteiger in der ostdeutschen Einkommensverteilung: 1989-

ist sicherlich die deutlich höhere Arbeitslosigkeit und damit einhergehend ein in der Regel niedrigeres Einkommen für eine Lebensgemeinschaft. Der Beitrag untersucht die Einkommensentwicklung von Lebensgemeinschaften für den Zeitraum von 1999 bis 2002 und überprüft, ob sich insbesondere an den Rändern der Verteilung Änderungen feststellen lassen, die als Indiz für eine sich ungleicher entwickelnde Verteilung aufgefaßt werden können.

Für die Analyse wird nur das monetäre Einkommen verwendet. Somit können Fragen über vorhandene Vermögensbestände und zu anderen Formen des Einkommens wie beispielsweise soziales Einkommen in dieser Arbeit nicht beantwortet werden.

Da bereits zahlreiche Untersuchungen zur Einkommensentwicklung in Ostdeutschland für den Zeitraum bis 1995/1996 vorliegen,²⁵ soll hier eine Aktualisierung für die Jahre 1999 und 2002 vorgenommen werden. Im Unterschied zu den meisten Studien, die entweder die Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) oder die des Sozioökonomischen Panels (SOEP) verwenden, basieren die hier vorgestellten Ergebnisse auf dem Mikrozensus²⁶ der genannten Jahre.

1993, in: Martin Diewald, Karl Ulrich Mayer (Hrsg.), Zwischenbilanz der Wiedervereinigung. Strukturwandel und Mobilität im Transformationsprozeß. Opladen 1996.

²⁵ Siehe u. a. HAUSER, R.; BECKER, I.: Wird unsere Einkommensverteilung immer ungleicher? Einige Forschungsergebnisse, in: D. Dörig (Hrsg.), Sozialstaat in der Globalisierung. Frankfurt 1999. – HAUSER, R.: Vergleichende Analyse der Einkommensverteilung und der Einkommensarmut in den alten und neuen Bundesländern von 1990 bis 1995, in: Becker, I. und R. Hauser (Hrsg.), Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft? Frankfurt 1997. SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG: Jahresgutachten 2004/05. – GAPKA, M.: Die Einkommensverteilung in Deutschland – Stärkere Umverteilungseffekte in Ostdeutschland. DIW-Wochenbericht 19/00. Berlin 2000. – BUNDESREGIERUNG: Lebenslagen in Deutschland. Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Berlin 2005. STATISTISCHES BUNDESAMT: Datenreport 2004. Bonn 2004.

²⁶ Der Mikrozensus ist eine 1%-Stichprobe der Bevölkerung, die jährlich erhoben wird und bei der die Befragten auskunftspflichtig sind. Der Wissenschaft steht eine 70%-Stichprobe in faktisch anonymisierter Form für Auswertungen zur Verfügung. Bei den alternativen Datensätzen Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) und Sozioökonomisches Panel (SOEP) ist die Beantwortung der Fragen freiwillig. Weiterhin weisen beide Datensätze deutlich niedrigere Fallzahlen auf.

Der Mikrozensus als Grundlage der Analyse der Einkommensverteilung

Im Mikrozensus werden sowohl die einzelnen Haushaltsmitglieder als auch der Haushalt als Ganzes nach ihrem/seinem monatlichen Nettoeinkommen befragt. Hierbei wird jeweils der Gesamtbetrag des Einkommens erfragt, der sich aus Lohneinkommen, Bezug von Renten, Transfers des Staates etc. zusammensetzt. Das Einkommen ist hierbei in 24 Einkommensklassen unterschiedlicher Breiten eingeteilt, und es ist anzugeben, in welche Klasse das Einkommen fällt. Die unterschiedlichen Einkommensquellen werden nur qualitativ abgefragt. Zu beantworten ist, welche Arten von Einkünften der Haushalt/das einzelne Mitglied bezieht, jedoch nicht in welcher Höhe.

Weiterhin wird im Mikrozensus zum Zeitpunkt der Befragung nach dem Nettoeinkommen des letzten Monats (überwiegend der Monat April) gefragt. Somit enthält diese Einkommensangabe in der Regel keine Sonderzahlungen wie Urlaubsgeld, Weihnachtsgeld, Bonuszahlungen am Jahresende etc. Dies dürfte dazu führen, daß das im Mikrozensus angegebene Einkommen eher unterschätzt wird im Vergleich zu Befragungen, die auf das Jahreseinkommen abstellen.

Neben den Einkommensangaben enthält der Mikrozensus zahlreiche Informationen über Hausbesitz, Arbeitssuche, Nationalität, Wohnort und Arbeitsplatz, normalerweise geleistete Arbeitsstunden, Anzahl und Alter der Kinder etc. Diese Informationen dienen im folgenden der Identifikation von Determinanten, die für eine bestimmte Einkommenssituation ursächlich sein könnten.

Äquivalenzeinkommen als Verteilungsgröße

Üblicherweise betrachtet man nicht das Nettoeinkommen einer Lebensgemeinschaft, sondern das sogenannte äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen. Der Gedanke hierbei ist, in geeigneter Weise der Anzahl und dem Alter der Personen in einer Lebensgemeinschaft Rechnung zu tragen. Vielfach werden hierbei die von der OECD vorgeschlagenen Gewichte verwendet, die der Bezugsperson der Lebensgemeinschaft das Gewicht 1, den weiteren Personen ab 14 Jahren das Gewicht 0,7 und Kindern bis zu 13 Jahren das Gewicht 0,5 zuweist (altes OECD Gewichtungsschema).

Dieses Konzept soll anhand eines Beispiels erläutert werden. Man betrachte zwei Lebensformen, die jeweils 2 200 Euro monatlich verdienen. Die erste sei eine alleinlebende Person, die zweite eine Lebensgemeinschaft mit einem Haushaltsvorstand/einer Bezugsperson (Gewicht 1), einem Lebenspartner (Gewicht 0,7) und einem Kind im Alter von zehn Jahren (Gewicht 0,5). Teilt man nun das Einkommen in Höhe von 2 200 Euro durch 2,2 ($1 + 0,7 + 0,5$), dann erhält man ein Äquivalenzeinkommen von 1 000 Euro pro Mitglied der Lebensgemeinschaft. Für die alleinlebende Person stimmen Nettoeinkommen und äquivalenzgewichtetes Einkommen überein. Soll die Drei-Personen-Lebensgemeinschaft pro Kopf über das gleiche Einkommen verfügen können wie die alleinstehende Person, so müßte diese über ein Nettoeinkommen in Höhe von 4 400 Euro verfügen. Daher führen äquivalenzgewichtete Einkommen dazu, daß sich die Verteilung in einem Koordinatensystem nach links zum Koordinatenursprung verschiebt.

Einkommensverteilung weitgehend stabil, aber Verschiebungen in den Randgruppen

Einkommensverteilungen werden in der Regel entweder graphisch dargestellt, oder es werden geeignete Maßzahlen verwendet, die über die Art der Einkommensverteilung informieren. Bei den Maßen zur Charakterisierung der Einkommensverteilung ist zu unterscheiden zwischen allgemeinen Maßzahlen für eine Verteilung wie Mittelwert, Standardabweichung, Quintile etc., zwischen Maßen, die die Ungleichheit einer Verteilung messen wie z. B. der Gini-Koeffizient, die Maße von Atkinson und Theil und zwischen Maßzahlen, die über die relative Armut oder prekäre Einkommenssituation einer Lebensgemeinschaft informieren wie Armutsquote, Armutsücke und Armutsintensität.

In Tabelle 1 sind die Quintilanteile für die äquivalenzgewichteten Einkommen für Ostdeutschland für die Jahre 1999 und 2002 angegeben. Das erste Quintil informiert über den Anteil der Einkommen an der Summe aller Einkommen, der von den unteren zwanzig Prozent der Bevölkerung nicht überschritten wird. Dementsprechend gibt das zweite Quintil den Anteil wieder, der von den unteren 20 bis 40 Prozent der Bevölkerung erzielt wird etc. Die Summe über alle Quintile muß folglich eins ergeben.

Tabelle 1:
Quintil- und ausgewählte Dezilanteile für das äquivalenzgewichtete Nettoeinkommen in Ostdeutschland, 1999 und 2002

| Verteilungsmaße | | 1999 | 2002 |
|--|------------|-------|-------|
| Quintilanteile | 1. Quintil | 9,38 | 10,05 |
| | 2. Quintil | 14,92 | 16,71 |
| | 3. Quintil | 23,27 | 17,04 |
| | 4. Quintil | 21,24 | 24,42 |
| | 5. Quintil | 31,18 | 31,78 |
| <i>Nachrichtlich:</i> | | | |
| Einkommensanteil unterhalb des Medians | | 35,18 | 34,97 |
| Einkommensanteil oberhalb des Medians | | 64,82 | 65,03 |
| <i>Nachrichtlich:</i> | | | |
| <i>Ausgewählte Dezilanteile</i> | 1. Dezil | 4,28 | 3,90 |
| | 2. Dezil | 5,10 | 6,15 |
| | 9. Dezil | 13,63 | 11,73 |
| | 10. Dezil | 17,55 | 20,04 |

Quellen: Mikrozensus 1999 und 2002; Berechnungen des IWH.

Zwischen 1999 und 2002 ist der Einkommensanteil der Lebensgemeinschaften im ersten Quintil leicht angestiegen. Dies bedeutet, daß die unteren 20% der Einkommensbezieher insgesamt etwas verbessert haben. Ebenfalls hat sich der Anteil der oberen 20% (5. Quintil) nur unwesentlich verändert. Gegenüber 1999 ist 2002 ein leichter Anstieg um 0,6 Prozentpunkte zu verzeichnen. Die bedeutendsten Veränderungen fanden in der Mitte der Verteilung statt (vgl. Tabelle 1). Insbesondere verringerte sich der Einkommensanteil im dritten Quintil von 23,3% im Jahr 1999 auf nur noch 17% im Jahr 2002. Ein Teil der Lebensgemeinschaften, die 1999 in diesem Quintil erfaßt wurden, wird sich bezüglich des Einkommens verbessert, ein anderer Teil sich verschlechtert haben, wie die jeweiligen Anstiege in den darüber und darunter liegenden Quintilen andeuten. Um hierüber mehr Einsicht zu erhalten, bedarf es jedoch einer Mobilitätsanalyse, die zur Zeit mit den Daten den Mikrozensus nicht durchgeführt werden kann.

Summiert man die Einkommensanteile bis zum Medianeinkommen auf, dann betragen die Werte für 1999 35,18% und 34,97% für 2002. D. h., insgesamt haben sich die unteren 50% der Einkommensbezieher im Untersuchungszeitraum geringfügig verschlechtert gegenüber den oberen 50%. Diese geringfügige Verschlechterung verdeckt aber, daß es innerhalb der beiden Gruppen zu teilweise

erheblichen Verschiebungen kam. Dies wird ersichtlich, wenn anstelle der Quintile Dezile berechnet werden. Ausgewählte Dezilanteile wurden deshalb nachrichtlich in der Tabelle 1 ausgewiesen. Ein Vergleich des ersten Dezil zwischen 1999 und 2002 zeigt, daß der Einkommensanteil der unteren zehn Prozent von 4,28 auf 3,9% gesunken ist, während im zweiten Dezil ein Anstieg von etwa einem Prozentpunkt zu verzeichnen ist. Dies bedeutet, daß insbesondere die ärmsten Einkommensschichten im Durchschnitt 2002 über niedrigere Einkommen verfügen als 1999.

Eine umgekehrte Entwicklung zeigt sich im oberen Quintil bzw. in den oberen Dezilen. Während das fünfte Quintil zwischen 1999 und 2002 praktisch unverändert blieb, kam es innerhalb dieser

**Kasten 1:
Ungleichheitsmaße der Einkommensverteilung**

Das vielleicht bekannteste Maß zur Messung der Ungleichheit einer Verteilung ist der Gini-Koeffizient. In seiner normierten Form liegt der Gini-Koeffizient zwischen null und eins. Eine null bedeutet eine vollständige Gleichverteilung aller Einkommen, eine eins hingegen eine extreme Verteilung. Je dichter die Werte an eins sind, desto ungleicher ist die Verteilung. Aufgrund der Art der Berechnung gewichtet der Gini-Koeffizient mittlere Einkommen stärker als die Einkommen an den Rändern der Verteilung. Deshalb werden häufig weitere Maße zur Charakterisierung der Ungleichheit der Verteilung herangezogen. Atkinson entwickelte ein Maß, dessen Wert von einem sogenannten Armutsaversions-Parameter bestimmt wird. Je größer der Wert gewählt wird, desto stärker werden Einkommen im unteren Bereich der Verteilung gewichtet. Üblicherweise berechnet man die Atkinson-Maße für die Werte 1; 1,5 und 2. In Tabelle 2 sind die Atkinson-Maße für die Werte 1,5 und 2 ausgewiesen. Theil entwickelte zwei verschiedene Maße: das Theil-0-Maß ist ein Entropie-Maß, das stärker Verteilungsänderungen in den oberen Einkommensgruppen betont, während das Theil-1-Maß stärker auf Verteilungsänderungen in den unteren Einkommensgruppen reagiert. Beide Maße beginnen bei 0. In diesem Falle liegt eine Gleichverteilung der Einkommen über die einzelnen Klassen vor. Bei starker Ungleichheit der Verteilung kann das Theil-1-Maß auch Werte annehmen, die größer als eins sind.

Quintilgruppe doch zu erheblichen Verschiebungen, von der insbesondere die 10% einkommensstärksten Lebensgemeinschaften profitierten. Ihr Einkommensanteil stieg von 17,5% im Jahr 1990 auf 20% im Jahr 2002.

Somit zeigen die oberen und unteren Quintile zwar eine deutliche Verschiebung der Einkommensverteilung an, aber die Veränderungen innerhalb der Quintile deuten daraufhin, daß ein Teil der Bevölkerung ärmer und ein anderer reicher wurde.

Weitere Erkenntnisse über die Veränderung der Einkommensverteilung erhält man, wenn neben den Quintilanteilen Maßzahlen berechnet werden, die über die Ungleichheit der Verteilung Auskunft geben. Neben dem bekannten Gini-Koeffizienten sind dies insbesondere die Maße von Atkinson und von Theil. Eine Erläuterung dieser Maße findet sich im Kasten 1. Tabelle 2 zeigt die Maßzahlen wieder für die beiden Untersuchungsjahre für Ostdeutschland.

**Tabelle 2:
Maßzahlen zur Charakterisierung der Ungleichheit der Einkommensverteilung in Ostdeutschland**

| Maßzahl | 1999 | 2002 |
|--------------------------------|-------|-------|
| Atkinson ($\alpha = 1.0$) | 0,075 | 0,096 |
| Atkinson ($\alpha = 1.5$) | 0,112 | 0,142 |
| Atkinson ($\alpha = 2.0$) | 0,168 | 0,198 |
| Theil-0-Maß | 0,082 | 0,107 |
| Theil-1-Maß | 0,078 | 0,101 |
| Gini-Koeffizient | 0,218 | 0,243 |

Quellen: Mikrozensus 1999 und 2002; Berechnungen des IWH auf der Basis der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen der Lebensgemeinschaften.

Die Ergebnisse für alle in Tabelle 2 aufgeführten Ungleichheitsmaße sind eindeutig: alle Maße weisen 2002 gegenüber 1999 höhere Werte auf. Im Vergleich zu 1999 kam es 2002 in den neuen Bundesländern somit zu einer ungleicheren Einkommensverteilung. Ob der Anstieg in den einzelnen Ungleichheitsmaßen im statistischen Sinne signifikant ist, kann jedoch nicht entschieden werden, da hierzu bekannt sein muß, welcher Verteilung die einzelnen Maße folgen.

Die Einkommensverteilung im unteren Bereich: Armutsanalysen

Als letzte Gruppe zur Charakterisierung der Verteilungen dienen die Maße Armutsquotient, Armuts-lücke und Armutsintensität.

Der Armutsquotient gibt an, welcher Anteil der Einkommensbezieher unterhalb einer bestimmten Einkommensschwelle liegt. Üblicherweise wählt man als Schwellenwert entweder 50% oder 60% des Medianeinkommens. Aber auch andere Schwellenwerte sind denkbar und plausibel. Die Armuts-lücke gibt Auskunft über den durchschnittlichen prozentualen Abstand der äquivalenzgewichteten Nettoeinkommen zur Armutslinie. Die Armutsintensität informiert über die Ungleichheit innerhalb der Armutspopulation. Die Armutsintensität ist umso höher, je größer der Parameter a gewählt wird (vgl. Kasten 2), für eine Beschreibung der Maße. In der Literatur haben sich Werte für den Aversionsparameter a von 1; 1,5 und 2 etabliert.

Kasten 2:
Definition der Armutsmaße

Alle drei Maße lassen sich aus der folgenden Formel herleiten:

$$P_a = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^q \left(\frac{z - y_j}{z} \right)^a$$

Hierbei bezeichnet N die Anzahl der Personen bzw. Haushalte, die insgesamt erfasst werden, q ist die Anzahl der armen Personen/Haushalte, y stellt das äquivalenzgewichtete Einkommen dar, z ist die Armutslinie, unterhalb derer ein Haushalt als relativ arm interpretiert wird, und a = ist ein Gewichtungsfaktor. Ist in der obigen Formel a = 0, dann erhält man den Armutsquotienten. Für a = 1 folgt die Armuts-lücke. Zur Berechnung der Armutsintensität setzt man in der Literatur a = 2 (oder wählt ein a mindestens größer als 1).

Armut wird hier relativ zu einer Bezugsgröße definiert: Die erste Armuts-grenze unterstellt, daß relative Armut dann vorliegt, wenn das Nettoeinkommen einer Lebensgemeinschaft 50% des Medianeinkommens unterschreitet, die zweite Armuts-grenze geht von 60% des Medianeinkommens aus. Selbstverständlich ist der Anteil der von relativer Armut betroffenen Lebensgemeinschaften bei der

60%-Grenze größer als bei der 50%-Grenze, wie auch aus Tabelle 3 ersichtlich ist.

Tabelle 3:
Armutsquotient, Armuts-lücke und Armutsintensität in Ostdeutschland, 1999 und 2002

| Armutsmaße | 1999 | 2002 |
|--------------------------|-------|-------|
| Armutsquote: | | |
| 50% des Medianeinkommen | 7,83 | 7,42 |
| 60% des Medianeinkommens | 10,92 | 10,98 |
| Armuts-lücke | | |
| 50 % des Medianeinkommen | 1,61 | 1,98 |
| 60% des Medianeinkommens | 2,84 | 3,25 |
| Armutsintensität | | |
| 50% des Medianeinkommen | 0,95 | 0,89 |
| 60% des Medianeinkommens | 1,34 | 1,42 |

Quellen: Mikrozensus 1999 und 2002; Berechnungen des IWH.

Mit Ausnahme der Armutsquote für die 50%-Grenze, sie verringerte sich von 7,83 im Jahr 1999 auf 7,42 im Jahr 2002, stiegen auch hier Armutsquote und Armuts-lücke an. Den Ergebnissen zufolge leben etwa 11% der ostdeutschen Haushalte in relativer Armut, wenn die Armuts-grenze bei 60% des Medianeinkommens festgelegt wird. Gegenüber 1999 bedeutet dies jedoch nur eine geringe Veränderung. Deutlicher hingegen fällt die Erhöhung der Armuts-lücke aus, die von 2,84 auf 3,25 im Jahr 2002 anstieg. Insgesamt gesehen weisen die Ergebnisse der Tabelle 3 somit auf eine Zunahme der relativen Armut in den neuen Ländern hin.

Determinanten des Armutsrisikos: Ergebnisse von Logit-Schätzungen für die Jahre 1999 und 2002

Die bisher diskutierten Maße informieren zwar über eine Veränderung einer Einkommensverteilung, nicht aber über die möglichen Einflußfaktoren, die zu einer solchen Änderung führen. Deshalb werden in einem weiteren Schritt zusätzlich Regressionsgleichungen geschätzt, die die relative Armut durch ausgewählte Variablen, die eine Lebensgemeinschaft charakterisieren, erklären sollen. Als mögliche Einflußfaktoren wurden ausgewählt: die gesamte Arbeitszeit in Stunden in einer Lebensgemeinschaft, das Alter und die Staatsangehörigkeit der Bezugsperson in der Lebensgemeinschaft, verschiedene Ausprägungen der Erwerbstätigkeit (Arbeiter, Angestellter, Azubi etc.), die Branchenzugehörigkeit der in einer Lebensgemeinschaft Er-

werbstätigen, das Bundesland als Hauptwohnsitz, verschiedene Ausprägungen der beruflichen Qualifikation und des Schulabschlusses sowie die Lebensform des Haushalts/der Lebensgemeinschaft. Für letztere wurde unterschieden, ob es sich um ein Paar ohne Kinder (Referenzgröße), eine alleinlebende Person, eine alleinerziehende Person oder um Paare mit Kind(ern) handelt.

Im Gegensatz zum traditionellen Familienkonzept, für das in der Regel die Charakteristika des Haushaltsvorstands zur Beschreibung der Situation des Haushalts herangezogen werden, wird hier versucht, die gesellschaftliche und ökonomische Lage der Lebensgemeinschaft als Ganzes zu erfassen. Dies ist jedoch nicht für alle ausgewählten Variablen möglich. Für die Variablen, die sich für ein solches Konzept eignen, wurden jeweils Anteile ermittelt. Besteht beispielsweise eine Lebensgemeinschaft aus vier Personen, die alle in der gleichen Branche arbeiten, dann wird hier der Wert eins zugewiesen. Sind nur zwei Personen in der entsprechenden Branche tätig und die beiden übrigen Personen arbeiten in einer anderen Branche, dann erhält die Lebensgemeinschaft den Wert 0,5 ($2 : 4$) für die betrachtete Branche. In dieser Weise wurde für die Variablen „Branchenzugehörigkeit“ und „Stellung im Beruf“ verfahren. Die Bezugsgröße war im ersten Fall die Anzahl der in einer Branche Beschäftigten, im zweiten Fall die Anzahl der Erwerbstätigen in der Lebensgemeinschaft. Aufgrund dieser Vorgehensweise ist es nicht erforderlich, für die genannten Variablen jeweils eine Referenzgröße zu spezifizieren.

Die Variablen „Schulabschluß“ und „berufliche Qualifikation“ sind Dummyvariablen. Die Referenzgruppe sind dabei jeweils solche Lebensgemeinschaften, bei denen niemand einen Schulabschluß bzw. eine berufliche Qualifikation besitzt. Da die Beantwortung der Fragen für mindestens 51-jährige freiwillig ist, werden fehlende Angaben insofern erfaßt, als das die betreffende Lebensgemeinschaft den Wert eins bei der entsprechenden Dummyvariable erhält. Die Interpretation dieser Koeffizienten ist allerdings nicht sinnvoll.

Als relativ arm wurden jene Lebensgemeinschaften eingestuft, deren äquivalenzgewichtetes Nettoeinkommen 60% des Medianeinkommens

nicht überschreitet. Diesen Beobachtungen wurde eine 1 zugewiesen, den anderen eine 0. Die Ergebnisse der Logit-Schätzungen sind in Tabelle 4 ausgewiesen. Die marginalen Effekte zeigen die Wirkung und Wirkungsrichtung einer Änderung einer erklärenden Variablen auf die zu erklärende Variable an, wobei für die restlichen erklärenden Variablen ein (fiktiver) Mittelwert unterstellt wird. Die Schätzergebnisse für die beiden Logit-Regression sind (auszugsweise) in Tabelle 4 dargestellt. Aufgrund der Art der Generierung der zu erklärenden Variablen bedeutet ein negatives Vorzeichen bei den marginalen Effekten, daß der Einfluß dieser Variablen die Wahrscheinlichkeit verringert, daß sich eine Lebensgemeinschaft in einer relativen Armutslage befindet. Umgekehrt deutet ein positives Vorzeichen auf ein höheres relatives Armutrisiko hin. Die Ergebnisse der Schätzungen zeigen, daß Rentnerhaushalte ein geringeres Risiko aufweisen, in eine relative Armut zu gelangen. Allerdings nahm zwischen 1999 und 2002 dieses Risiko leicht zu. Umgekehrt verhält es sich mit der Staatsangehörigkeit: Hier ist das Risiko für Deutsche im Vergleich zu ausländischen Mitbürgern geringer geworden. Auszubildende und Selbständige geraten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in eine prekäre Einkommenssituation als Angestellte oder Arbeiter. Berufliche Qualifikation in Form eines Berufsabschlusses und eine abgeschlossene Schulausbildung beugen ebenfalls einer prekären Einkommenslage vor; allerdings haben diese formalen Qualifikationen zwischen 1999 und 2002 etwas an Einfluß verloren. Demgegenüber weisen Alleinlebende, Paare mit Kind(ern) und Alleinerziehende im Vergleich zu kinderlosen Paaren ein höheres Armutrisiko auf. Insbesondere für Alleinerziehende hat sich dieses Risiko 2002 deutlich erhöht. Für das Alter der Bezugsperson einer Lebensgemeinschaft (und diese Größe quadriert) konnten insgesamt keine signifikanten Zusammenhänge gefunden werden. In beiden Regressionen wurde für eine Branchenzugehörigkeit und für das jeweilige Bundesland kontrolliert. Diese Ergebnisse wurden jedoch nicht einzeln ausgewiesen. Mit 25% bzw. 29% Erklärungsgehalt, gemessen am Pseudo-R², weisen beide Modelle Werte aus, die für Querschnittsregressionen dieser Art typisch sind.

Tabelle 4:
Marginale Effekte der Logit-Schätzungen für Ostdeutschland die Jahre 1999 und 2002^a

| Erklärende Variable | 1999 | | 2002 | |
|---|-------------------|-------------------------------|-------------------|------------------|
| | Marginaler Effekt | z-Wert (absolut) ^b | Marginaler Effekt | z-Wert (absolut) |
| Gesamte Arbeitszeit in Stunden | -0,0014 | 21,15*** | -0,0016 | 25,05*** |
| Rentnerhaushalt ^c | -0,0387 | 10,27*** | -0,0331 | 9,25*** |
| Alter der Bezugsperson | -0,0029 | 6,78*** | -0,0021 | 5,20*** |
| (Alter der Bezugsperson)*2 (x1000) | 0,0003 | 0,71 | -0,0002 | 0,38 |
| Bezugspersonen (deutsch = 1, 0 sonst) ^c | -0,0941 | 4,92*** | -0,1271 | 5,57*** |
| Anteil Auszubildender | 0,0513 | 3,56*** | 0,0483 | 4,15 |
| Anteil Angestellter | -0,0993 | 6,67*** | -0,0753 | 6,18** |
| Anteil Arbeiter | -0,0456 | 3,14*** | -0,0262 | 2,21** |
| Anteil Selbständiger | 0,0137 | 0,89 | 0,0019 | 0,15 |
| Anteil Sonstige Beschäftigung | -0,1391 | 6,06*** | -0,1437 | 6,64*** |
| Alle haben Schulabschluß ^{c, d} | -0,0745 | 4,16*** | -0,0401 | 3,12*** |
| Schulabschluß, fehlende Angabe | -0,0457 | 12,00*** | -0,0207 | 2,70*** |
| Nicht alle haben Schulabschluß | -0,0063 | 0,57 | 0,0126 | 0,97 |
| Alle besitzen eine berufliche Qualifikation ^{c, e} | -0,0457 | 11,46*** | -0,0293 | 8,25*** |
| Berufliche Qualifikation: mindestens eine Angabe fehlt ^c | 0,0209 | 1,86* | -0,0075 | 0,96 |
| Nicht alle verfügen über berufliche Qualifikation ^c | -0,0355 | 13,85*** | -0,0253 | 9,80*** |
| Alleinlebend ^f | 0,0326 | 8,64*** | 0,0283 | 7,89*** |
| Paar mit Kind(ern) | 0,1081 | 16,39*** | 0,1775 | 19,81*** |
| Alleinerziehend | 0,1445 | 13,18*** | 0,2296 | 16,10*** |
| 9 Branchendummies | enthalten | | enthalten | |
| 4 Bundesland-Dummies (Sachsen = Referenzwert) | enthalten | | enthalten | |
| Pseudo-R2 | 0,2624 | | 0,3018 | |
| Beobachtungen | 38 289 | | 38 673 | |

^a Um die marginalen Effekte ermitteln zu können, muß zunächst eine gewöhnliche Logit-Schätzung durchgeführt werden. Dies Schätzgleichung enthält ein Konstante, die hier nicht aufgeführt ist. – ^b *, (**), (***) bedeutet signifikant auf dem 10, (5), (1)-Prozent Niveau. – ^c Variable ist eine (0,1)-Dummy. – ^d Referenzgruppe ist „kein Mitglied der Lebensgemeinschaft hat einen Schulabschluß“. – ^e Referenzgruppe ist „kein Mitglied der Lebensgemeinschaft hat eine berufliche Qualifikation“. – ^f Referenzgruppe ist „Paar ohne Kinder.“

Quellen: Mikrozensus 1999 und 2002; Berechnungen des IWH.

Aus den Schätzergebnissen kann der Schluß gezogen werden, daß Bildung und formale Qualifikation zu einem geringeren relativen Armutsrisiko führen. Andererseits sehen sich insbesondere Paare mit Kind(ern) und Alleinerziehende – im Vergleich zu kinderlosen Paaren – einem deutlich höheren Risiko ausgesetzt, in eine prekäre Einkommenslage zu geraten. Aus demographischen und familienpolitischen Überlegungen heraus sollte die Politik hier geeignete Anreize setzen, damit sich insbesondere diese Situation ändert.

Insgesamt gesehen deuten die Ergebnisse für 1999 und 2002 nicht auf eine zunehmende Polari-

sierung der Einkommensverteilung in Ostdeutschland hin. Gleichwohl gilt es festzuhalten, daß sich deutliche Verschiebungen insbesondere in den unteren und oberen Segmenten der Verteilung feststellen lassen.

Herbert.Buscher@iwh-halle.de
Gabriele.Hardt@iwh-halle.de
Juliane.Parys@stud.uni-hannover.de