

# Einkommensmobilität im internationalen Vergleich - eine empirische Analyse mit Panel-Daten

von Holger Fabig\*

Goethe-Universität Frankfurt

April 1998

Dieser Beitrag vergleicht mit einheitlicher Methodik die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens, des Bruttoäquivalenzeinkommens und des Nettoäquivalenzeinkommens in Westdeutschland, Ostdeutschland, Großbritannien, den USA und Ungarn mit Panel-Daten dieser Länder aus dem Zeitraum 1989-1995. Die Mobilität ist in Ostdeutschland bei allen Einkommenskonzepten wesentlich höher als in Westdeutschland, nähert sich aber im Zeitablauf und insbesondere beim Nettoäquivalenzeinkommen dem westdeutschen Niveau an. Die Mobilität des Bruttoäquivalenzeinkommens ist in Westdeutschland größer, die des Nettoäquivalenzeinkommens kleiner als in Großbritannien. Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens und des Bruttoäquivalenzeinkommens ist in Westdeutschland höher, die des Nettoäquivalenzeinkommens niedriger als in den USA. Die Mobilität des Nettoäquivalenzeinkommens ist in Ungarn deutlich höher als in Ostdeutschland. Diese Ergebnisse zeigen eine im internationalen Vergleich unerwartet hohe Flexibilität des deutschen Arbeitsmarkts, wobei jedoch die Verweildauer in der Arbeitslosigkeit in Deutschland länger ist als in den USA und Großbritannien, wo viele Arbeitslose schnell in schlecht bezahlte Jobs wechseln. Ferner zeigt sich, daß das Steuer- und Transfersystem in keiner anderen Volkswirtschaft die Mobilität der Bruttoäquivalenzeinkommen stärker reduziert als in Deutschland.

## 1 Einleitung

Die vorliegende Studie befaßt sich mit der Mobilität von Einkommen. Mit Mobilität ist hier nicht die Veränderung des Wohnorts oder des Arbeitsplatzes gemeint, sondern die Veränderung des Einkommens im Zeitablauf. Die so definierte Einkommensmobilität ist ein sehr vielschichtiges sozio-ökonomisches Phänomen: Was für ein Einkommen wird betrachtet - Brutto- oder Nettoeinkommen, individuelle oder Haushaltseinkommen? Welcher Personenkreis wird betrachtet - nur abhängig Beschäftigte oder auch Freiberufler und Transferempfänger? Über welchen Zeitraum werden die Einkommen beobachtet? Werden

---

\* Adresse des Autors: Goethe-Universität, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Professur für Sozialpolitik, Postfach 11 19 32, D-60054 Frankfurt am Main, Telefon: 069/798-28984, Telefax: 069/798-28287, E-mail: [fabig@wiwi.uni-frankfurt.de](mailto:fabig@wiwi.uni-frankfurt.de). Ich danke Prof. Dr. Richard Hauser für zahlreiche wertvolle Anregungen während der Arbeit an der vorliegenden Studie.

absolute oder relative Einkommen betrachtet? Vor diesen zum Teil schon recht detaillierten Fragen soll allerdings die grundsätzliche Frage beantwortet werden, welche Bedeutung die Analyse der Einkommensmobilität hat.

Zunächst einmal ist Einkommensmobilität die notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung für Veränderungen in der aggregierten Einkommensverteilung: Hat sich die Verteilung geändert, müssen sich notwendigerweise auch die Einkommen verändert haben. Hat sich die Verteilung nicht verändert, kann daraus allerdings nicht geschlossen werden, daß keine Einkommensmobilität vorliegt, denn es können ja auch Einkommenspositionen zwischen verschiedenen Personen oder Haushalten getauscht worden sein. Viele Querschnittsanalysen zeigen eine im wesentlichen konstante Verteilung der Einkommen in zahlreichen Industriestaaten<sup>1</sup>. In diesen Fällen hat die Analyse der Einkommensmobilität die Aufgabe herauszufinden, was sich gleichsam unter der Oberfläche abspielt.

Aber die Bedeutung der Einkommensmobilität ergibt sich nicht nur aus der Rolle, die sie für die Entwicklung einer dynamischen Theorie der Einkommensverteilung spielt. Art und Ausmaß der Einkommensmobilität haben völlig unterschiedliche Implikationen für die Beurteilung von Einkommensverteilungen und von individuellen ökonomischen Chancen<sup>2</sup>. In einer Gesellschaft mit hoher Einkommensmobilität wird das über mehrere Perioden gemittelte Einkommen typischerweise nicht so ungleich verteilt sein wie das Einkommen zu einem gegebenen Zeitpunkt, so daß eine sehr ungleiche Einkommensverteilung bei hoher nicht so problematisch ist wie bei geringer Einkommensmobilität<sup>3</sup>. Denn Personen mit geringem Einkommen haben bei hoher Einkommensmobilität eine große Chance innerhalb der Einkommenshierarchie aufzusteigen. Auf der anderen Seite sind Personen mit hohem Einkommen bei hoher Einkommensmobilität auch stärker von einem sozialen Abstieg bedroht. Beide Möglichkeiten sind sowohl unter Effizienz- und Anreiz- als auch unter Gerechtigkeitsgesichtspunkten positiv zu beurteilen. Eine hohe Einkommensmobilität sorgt für Effizienz, weil ein hohes Einkommen für alle durch ihre individuelle Leistung erreichbar ist und nicht etwa durch die Zugehörigkeit zu bestimmten sozialen Gruppierungen. Dadurch, daß nicht nur die Möglichkeit des Aufstiegs, sondern auch die des Abstiegs gegeben ist, liefert eine hohe Einkommensmobilität auch den ökonomischen Anreiz zu individueller Leistungsbereitschaft<sup>4</sup>. Schließlich ist eine hohe Einkommensmobilität aber auch unter Gerechtigkeitsgesichtspunkten zu begrüßen, denn sie ist immer auch ein Indikator für

---

<sup>1</sup> Vgl. Atkinson, Rainwater und Smeeding (1995) und Hauser und Becker (1997).

<sup>2</sup> Vgl. Schiller (1977, S. 926).

<sup>3</sup> Vgl. z.B. Gustafsson (1994, S.67) oder Burkhauser et al. (1997).

<sup>4</sup> Vgl. Müller und Frick (1996).

Chancengleichheit und für die Offenheit einer Gesellschaft<sup>5</sup>. Das gilt insbesondere dann, wenn die hohe Einkommensmobilität dadurch zustande kommt, daß es keine gesellschaftlichen Hindernisse oder Schranken auf dem Arbeitsmarkt oder beim Zugang zu Bildungseinrichtungen gibt und die zukünftigen Einkommenschancen nicht vom Einkommen der Eltern abhängig sind. In diesem Fall geht mit einer hohen Einkommensmobilität zugleich auch ein Anreiz zur Investition in Humankapital einher.

Indes hat Einkommensmobilität auch Nachteile. Eine hohe Einkommensmobilität bedeutet auch hohe Einkommensunsicherheit<sup>6</sup>. Ein risikoaverses, nutzenmaximierendes Individuum würde aus verschiedenen Einkommensverläufen mit identischem Durchschnittseinkommen den Einkommensverlauf auswählen, der die geringsten Einkommenschwankungen aufweist<sup>7</sup>. Eine hohe Einkommensmobilität wird sicherlich als Nachteil gesehen werden, wenn sie durch eine Unternehmenspolitik des *hire and fire* zustande kommt oder wenn ein ständiges Wechseln der *working poor* zwischen *junk jobs* und Arbeitslosigkeit ursächlich für die hohe Mobilität ist. Der Nachteil der Einkommensunsicherheit macht auch deutlich, daß es bei der Bewertung verschiedener Mobilitätsniveaus auch darauf ankommt, welches Einkommenskonzept man betrachtet. Während man die auf *hire and fire* oder auf häufiges Wechseln zwischen Arbeitslosigkeit und Beschäftigung zurückzuführende hohe Mobilität der Löhne und Gehälter noch je nach politischem Standpunkt als hohe Arbeitsmarktflexibilität begrüßen kann, dürfte unabhängig vom politischen Lager Einigkeit darüber bestehen, daß die Mobilität der Nettoeinkommen<sup>8</sup> geringer sein sollte als die der Bruttoeinkommen. Grund hierfür ist, daß der moderne Wohlfahrtsstaat seine Bürgerinnen und Bürger beim Eintritt beispielsweise von Arbeitslosigkeit, einer Krankheit oder im Alter durch soziale Transfers vor Armut durch entfallenes Erwerbseinkommen schützen sollte. Entsprechend würde eine hohe Mobilität der Nettoeinkommen darauf hindeuten, daß es dem Wohlfahrtsstaat nicht sehr gut gelingt, durch das Eintreten anerkannter sozialer Risiken hervorgerufene Einkommensausfälle zumindest teilweise zu kompensieren<sup>9</sup>.

Internationale Vergleiche der Einkommensmobilität sind bisher recht selten. Creedy et al. (1981) vergleichen Einkommensmobilität von britischen Männern zwischen 1963 und

---

<sup>5</sup> Vgl. Atkinson (1983) und Jarvis und Jenkins (1996).

<sup>6</sup> Vgl. Jarvis und Jenkins (1996).

<sup>7</sup> Vgl. Müller und Frick (1996).

<sup>8</sup> Hier und im folgenden ist Nettoeinkommen stets definiert als Bruttoeinkommen abzüglich Steuern und Sozialabgaben und zuzüglich Transferleistungen des Staates und der Sozialversicherungsträger.

<sup>9</sup> Bird (1992) argumentiert, daß das staatliche Steuer- und Transfersystem durch die Reduktion individueller Einkommensrisiken das Produkt „Soziale Sicherheit“ herstellt. Die staatliche Umverteilung reduziere die „welfare costs of income risk“ (S. 405) erheblich.

1973 mit der von schwedischen Männern zwischen 1960 und 1975 und kommen zu dem Ergebnis, daß es nur geringfügige Unterschiede in der Einkommensmobilität beider Länder gibt. Fritzell (1990) vergleicht die Einkommensmobilität in Schweden für die Jahre 1973-1980 und in den USA für die Jahre 1971-1978 und findet ebenfalls eine starke Ähnlichkeit der Mobilitätsprozesse. Burkhauser und Poupore (1997) und Burkhauser et al. (1997) und Burkhauser et al. (forthcoming) untersuchen die Einkommensmobilität in Deutschland und den USA zwischen 1983 und 1988 und gelangen zu dem Ergebnis, daß die Einkommensmobilität in beiden Ländern erstaunlich ähnliche Strukturen aufweist. Dirven (1996) analysiert die Einkommensmobilität in Belgien, Holland, Westdeutschland und den USA zwischen 1985 und 1988. Bei ihm beeinflußt die Wahl des Modells die Ergebnisse des Vergleichs stark. Ein Standard-Modell ergibt, daß die geringste Mobilität in den USA vorliegt, gefolgt von Deutschland, Holland und schließlich Belgien. Ein verfeinertes Modell weist in Holland die geringste Mobilität auf, gefolgt von Belgien, Deutschland und schließlich den USA.

Die vorliegende Studie vergleicht die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitsseinkommens, des Bruttoäquivalenzeinkommens und des Nettoäquivalenzeinkommens in Deutschland von 1990-1995, in Großbritannien von 1991-1993, in den USA von 1989-1991 und in Ungarn von 1992-1994. Wegen der enormen Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland im Untersuchungszeitraum werden diese beiden Landesteile getrennt analysiert, so daß dieser Beitrag gleichsam vier Länder, aber fünf Volkswirtschaften untersucht. Die Gliederung dieses Aufsatzes ist wie folgt. In Kapitel 2 werden die verwendeten Daten und Methoden vorgestellt. Kapitel 3 vergleicht die empirischen Ergebnisse der Mobilitätsanalyse für die einzelnen Länder. Kapitel 4 enthält Schlußbemerkungen.

## **2 Daten und Methoden**

Datenbasis für die Analyse der Einkommensmobilität in Deutschland ist das Sozio-ökonomische Panel für die Bundesrepublik Deutschland (SOEP). Das SOEP ist eine Längsschnittdatenbasis mit sozio-ökonomischen Mikrodaten, die durch die direkte (*face to face*) Befragung repräsentativ ausgewählter deutscher Haushalte gewonnen wurden. Es startete 1984 in der damaligen Bundesrepublik Deutschland. Einen Monat vor der Währungsunion 1990 wurde das SOEP auch auf das Gebiet der damaligen DDR ausgedehnt. Nach der Wiedervereinigung wurde es getrennt in Ost- und Westdeutschland fortgeführt, so daß 1997

13 Wellen für Westdeutschland und sieben Wellen für Ostdeutschland vorlagen. Das SOEP wird seit 1990 vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin verwaltet. Für weitergehende Informationen sei auf Wagner, Burkhauser und Behringer (1993) sowie auf Hanefeld (1987) und Wagner (1991) verwiesen.

Datenbasis für die Analyse der Einkommensmobilität in den USA ist der PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994 (EF). Wie der Name des Datensatzes bereits sagt, ist er aus zwei Ursprungsdatensätzen, nämlich der US-amerikanischen *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) und dem deutschen SOEP, durch die Konstruktion einheitlicher Variablendefinitionen, Variablenbezeichnungen und durch die Generierung der entsprechenden „äquivalenten“ Variablen entstanden. Die vorliegende Studie verwendet zur Analyse der Einkommensmobilität in Deutschland allerdings die originären SOEP-Daten, da diese bis 1995 vorliegen. Das PSID ist eine jährlich wiederkehrende, direkte, meist telefonisch, ansonsten *face to face* durchgeführte Befragung von repräsentativ ausgewählten Haushalten in den USA. Bisher liegen Befragungen aus den Jahren 1968 bis 1994 vor. Im EF befinden sich allerdings nur Daten aus den Befragungen der Jahre 1980 bis 1992. Der EF wurde in diesem Beitrag durch die PSID-Variablen zur *self-reported activity* für die Jahre 1989, 1990 und 1991 ergänzt, da der EF über keinerlei Angaben zur Arbeitslosigkeit verfügt. Der EF wird gemeinsam von dem *Center for Demography and Economics of Aging* an der *Syracuse University* und vom DIW verwaltet. Weitere Informationen über das PSID finden sich z.B. bei Hill (1992) und bei CEPS/INSTEAD (1996). Der EF wird z.B. in Butrica und Jurkat (1997) beschrieben.

Datenbasis für die Analyse der Einkommensmobilität in Großbritannien ist der PACO-Datensatz. Dieser Datensatz wird *Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-Economiques/ International Network for Studies in Technology, Environment, Alternatives, Development* (CEPS/INSTEAD) in Differdange, Luxemburg verwaltet. PACO steht für *panel comparability*, denn der PACO-Datensatz macht nationale Panelstudien international vergleichbar. Mit ihm steht eine Datenbasis mit harmonisierten, standardisierten und international konsistenten Variablen sowie identischen Datenstrukturen für alle in den Datensatz aufgenommenen Länder zur Verfügung. Bei der in dieser Arbeit verwendeten Version 2.0 des PACO-Datensatzes liegen derart aufbereitete Daten für Luxemburg (Wellen 1985-92), Großbritannien (1991-1993), Ungarn (1992-1994), Lothringen (1985-1990), Deutschland (1984-1994)<sup>10</sup> und die USA (1983-1987) vor. Dabei sind die

---

<sup>10</sup> Daß die vorliegende Arbeit dennoch wie oben bereits erwähnt die Originaldaten des SOEP verwendet, liegt daran, daß bei diesen Daten mit der 95er Welle ein zusätzliches Jahr zur Verfügung stand.

Originaldaten für Großbritannien der *British Household Panel Study* (BHPS) und für Ungarn der *Hungarian Household Panel Study* (HHPS)<sup>11</sup>.

Das BHPS wiederum ist eine jährlich wiederkehrende, direkte (*face to face*) Befragung von repräsentativ ausgewählten Haushalten in Großbritannien. In der PACO-Version der BHPS-Daten (PACO-BHPS), die in der vorliegenden Arbeit verwendet wird, liegen die ersten drei Wellen, also die Wellen 1991 bis 1993, des BHPS vor. Dieses wiederum wird vom *Economic and Social Research Council* (ESRC) *Research Centre on Micro-social Change* an der *University of Essex* verwaltet. Weitere Informationen über den PACO-Datensatz und das BHPS befinden sich in CEPS/INSTEAD (1996) und Taylor (1996).

Datenbasis für die Analyse der ungarischen Daten ist ebenfalls der PACO-Datensatz, der auf dem HHPS aufbaut. Es wird vom *Social Research Informatics Centre* (TARKI) in Budapest, vom *Sociology Department of the Budapest University of Economic Sciences* und vom *Hungarian Central Statistical Office* (KSH) verwaltet. Auch das HHPS ist eine jährlich wiederkehrende, direkte (*face to face*) Befragung von repräsentativ ausgewählten Haushalten in Ungarn. In der PACO-Version der HHPS-Daten (PACO-HHPS), die in der vorliegenden Arbeit verwendet wird, befinden sich die ersten drei Wellen, also die Wellen 1992 bis 1994 des HHPS. Weitere Informationen über das HHPS befinden sich in TARKI (1994), Toth (1996), CEPS/INSTEAD (1997) und Andorka und Spéder (1997).

In diesem Beitrag werden drei verschiedene Einkommenskonzepte betrachtet: Das individuelle Bruttoarbeitseinkommen ist definiert als das Einkommen, das ein Individuum am Arbeitsmarkt durch abhängige Beschäftigung oder selbständige Tätigkeit vor Abzug von Steuern und Sozialabgaben erzielt. Eventuelle dreizehnte und vierzehnte Monatsgehälter sowie andere Boni und Gratifikationen werden berücksichtigt. Das Bruttoäquivalenzeinkommen ist definiert als die Summe der individuellen Bruttoarbeitseinkommen aller Haushaltmitglieder geteilt durch die Summe der Äquivalenzgewichte dieser Haushaltmitglieder. Das Nettoäquivalenzeinkommen ist definiert als das Nettoeinkommen des Haushalts geteilt durch die Summe der Äquivalenzgewichte aller Haushaltmitglieder. Bei der Berechnung beider Äquivalenzeinkommen wird die sogenannte alte OECD-Skala verwendet, die dem Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1, jedem weiteren Haushaltmitglied über 14 Jahren ein Gewicht von 0,7 und jedem weiterem Haushaltmitglied, das vierzehn Jahre alt oder jünger ist, ein Gewicht von 0,5 zuordnet<sup>12</sup>. Das so errechnete Äquivalenzeinkommen wird jedem Haushaltmitglied zugeordnet.

---

<sup>11</sup> Vgl. CEPS/INSTEAD (1996).

<sup>12</sup> Die Verwendung der neuen OECD-Skala oder der Bundessozialhilfe-Skala hat keinen Einfluß auf die Ergebnisse dieser Studie.

Art und Ausmaß der Einkommensmobilität hängen auch von der Auswahl des Personenkreises ab. Hier findet eine Beschränkung auf diejenigen Personen statt, die 1990 mindestens 18 und 1995 höchstens 59 Jahre alt waren, deren Einkommen die jeweilige Bagatellgrenze von 100 DM, 40 GBP, 500 HUF oder 33,33 USD pro Monat übersteigt und die zu Beginn des Zeitraums, für den Daten vorliegen, Erwerbspersonen (also entweder voll- oder teilzeitbeschäftigt oder arbeitslos) waren. Tabelle 1<sup>13</sup> zeigt die Fallzahlen, die sich bei der Anwendung dieser Personenabgrenzung auf den Rohdatensatz ergeben. In dieser Tabelle sind allerdings die Bagatellgrenzen unberücksichtigt, da diese die Fallzahlen für jedes Einkommenskonzept unterschiedlich stark beeinflussen. Durch die Bagatellgrenzen werden maximal ca. 2,8% der in Tabelle 1 aufgelisteten Fälle ausgeschlossen, wobei dieser Prozentsatz in allen Volkswirtschaften beim Nettoäquivalenzeinkommen immer und bei den anderen Einkommenskonzepten meistens niedriger ist.

Da die verfügbaren Panel-Datensätze nur Stichproben der Gesamtbevölkerung darstellen, ist eine Hochrechnung der einzelnen Fälle unerlässlich. Bei der Berechnung durchschnittlicher Einkommen zu einem bestimmten Zeitpunkt wurden daher die einzelnen Fälle mit den in allen Datensätzen vorhandenen Querschnitts-Hochrechnungsfaktoren gewichtet. Bei der Berechnung von Mobilitätsmatrizen wurden für West- und Ostdeutschland Längsschnittfaktoren verwendet. Für die übrigen Länder wurde mit dem Querschnittsfaktor des Endjahres der jeweiligen Analyse gewichtet, da in den entsprechenden Datensätzen keine Längsschnittfaktoren vorhanden sind.

Die vorliegende Arbeit analysiert Einkommensmobilität, indem in jeder Periode und in jedem Land relative Einkommenspositionen gebildet werden. Die relative Einkommensposition eines Individuums  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  beim Einkommenskonzept  $EK$ ,  $rp_{EK,t}^i$ , entsteht durch die Division des individuellen Einkommens bei diesem Einkommenskonzept zum Zeitpunkt  $t$ ,  $y_{EK,t}^i$ , durch den entsprechenden Durchschnittswert,  $\bar{y}_{EK,t}$ , wobei gilt  $EK=BI$ , falls das individuelle Bruttoarbeitseinkommen,  $EK=BA$ , falls das Bruttoäquivalenzeinkommen und  $EK=NA$ , falls das Nettoäquivalenzeinkommen betrachtet wird. In diesem Zusammenhang ist zu beachten, daß diejenigen Personen, die in der betrachteten Periode arbeitslos waren, *per definitionem* ein individuelles Bruttoarbeitseinkommen von null Währungseinheiten besitzen. Deshalb wird diesen Fällen automatisch die relative Einkommensposition null zugeordnet.

---

<sup>13</sup> Alle Tabellen und Abbildungen befinden sich im Anhang.

Durch die Betrachtung von relativen Einkommenspositionen wird erreicht, daß die Einkommensentwicklung automatisch durch den Anstieg des jeweiligen Durchschnittseinkommens deflationiert wird. Damit ist die Problematik der Wahl eines geeigneten Deflators *en passant* gelöst, wobei allerdings zu beachten ist, daß durch dieses Vorgehen eine über eine reine Preisbereinigung hinausgehende Deflationierung stattfindet; auch Realeinkommenssteigerungen gehen in den Deflator ein. Mit der Betrachtung von relativen Einkommenspositionen ist auch die Umrechnung ausländischer Einkommen in Einkommen in inländischer Währung nicht mehr nötig, da die relativen Einkommenspositionen nicht mehr in Geldeinheiten gemessen werden.

Die auf diese Weise ermittelten relativen Einkommenspositionen werden dann den folgenden Einkommensklassen zugeordnet:

Einkommensklasse 1: Individuelle Arbeitslosigkeit,  $rp_{EK,t}^i \equiv 0$ ,

Einkommensklasse 2:  $rp_{EK,t}^i < 0,50$ ,

Einkommensklasse 3:  $0,50 \leq rp_{EK,t}^i < 0,75$ ,

Einkommensklasse 4:  $0,75 \leq rp_{EK,t}^i < 1,00$ ,

Einkommensklasse 5:  $1,00 \leq rp_{EK,t}^i < 1,25$ ,

Einkommensklasse 6:  $1,25 \leq rp_{EK,t}^i < 1,50$ ,

Einkommensklasse 7:  $rp_{EK,t}^i \geq 1,50$ .

Mithilfe dieser Einkommensklassen können Mobilitätsmatrizen erstellt werden. Dabei wird hier nach einer Begriffsunterscheidung von Boudon (1973) stets die Mobilitätsmatrix in der Form der *transition matrix* betrachtet. Das  $i, j$ -te Element einer solchen Übergangsmatrix ist der Anteil  $p_{ij}$  der sich im Endjahr in Einkommensklasse  $j$  befindlichen Personen an der Gesamtzahl der sich im Startjahr in Einkommensklasse  $i$  befindlichen Personen. Die Verteilung der Einkommen über die Einkommensklassen im Start- bzw. im Endjahr der Analyse wird charakterisiert durch  $p_i$  bzw.  $p_j$ ,  $i, j = 1, \dots, n$ .  $p_i$  ist der Anteil der Personen, die im Startjahr in Einkommensklasse  $i$  waren, an der Gesamtzahl aller Personen.  $p_j$  ist der Anteil der Personen, die im Endjahr in Einkommensklasse  $j$  waren, an der Gesamtzahl aller Personen.  $n$  ist die Zahl der Einkommensklassen. Weiterhin gilt, daß nicht die Summe der Elemente der Mobilitätsmatrix insgesamt, sondern die Summe der



Elemente einer Zeile der Mobilitätsmatrix eins beträgt und daß die Randverteilungen<sup>14</sup>  $p_i$  und  $p_j$  sich über  $i$  bzw.  $j$  zu eins addieren:

$$(1) \quad \sum_{j=1}^n p_{ij} = 1 \quad \forall i \quad \text{und} \quad \sum_{i=1}^n p_i = \sum_{j=1}^n p_j = 1.$$

Tabelle 2 zeigt die Mobilitätsmatrix in Anlehnung an Boudon (1973, S. 10). Der Bartholomew-Index<sup>15</sup> ( $BI$ ) wertet die in der Mobilitätsmatrix enthaltene Information aus, indem er die prozentualen Anteile  $p_{ij}$  derjenigen Individuen aufsummiert, die sich zwischen Start- und Endjahr in eine andere Einkommensklasse bewegt haben. Dabei gewichtet er jeweils mit der Größe des Einkommenssprungs und mit  $p_i$ , der relativen Häufigkeit der Einkommensklasse, in der sich die Individuen im Startjahr befanden:

$$(2) \quad BI = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i \cdot p_{ij} |i - j|.$$

Man sieht, daß der Bartholomew-Index den Wert null annimmt, wenn keine Mobilität vorliegt, und daß er mit zunehmender Mobilität größer wird. Er ist nicht nach oben beschränkt. Zu seinen Vorteilen zählt die Gewichtung des Einkommenssprungs mit dem Absolutwert der übersprungenen Klassen und die Berücksichtigung sämtlicher Informationen der Mobilitätsmatrix. Seine Nachteile sind die Sensibilität bezüglich der Anzahl der Einkommensklassen und die mangelnde Normierung auf eins<sup>16</sup>.

### 3 Internationaler Vergleich der Einkommensmobilität

In diesem Kapitel wird der internationale Vergleich der empirischen Ergebnisse zur Einkommensmobilität in den untersuchten Ländern vorgenommen. Dabei ist stets Deutschland Ausgangspunkt des internationalen Vergleichs. Da Deutschland seinerseits in zwei Volkswirtschaften unterteilt ist, beginnt dieses Kapitel zunächst mit einem innerdeutschen Vergleich.

---

<sup>14</sup> In der in dieser Arbeit verwendeten tabellarischen Darstellung der Mobilitätsmatrix sind diese Randverteilungen ebenfalls als letzte Spalte bzw. letzte Zeile wiedergegeben. Sie werden in dieser tabellarischen Darstellung etwas verkürzt als „Einkommensverteilung“ überschrieben - exakt wäre die Bezeichnung „Randverteilung auf Einkommensklassen“.

<sup>15</sup> Vgl. Bartholomew (1973, S. 24).

<sup>16</sup> Aus Platzgründen beschränkt sich die vorliegende Arbeit auf eine Mobilitätsanalyse mit dem Bartholomew-Index. Alle zentralen Resultate gelten indes auch, wenn man den von Shorrocks (1978) vorgeschlagenen Index oder den Pearson'schen Korrelationskoeffizient zwischen relativer Einkommensposition am Anfangs- und Endjahr der Analyse als Mobilitätsindex verwendet. Entsprechende Berechnungen sind auf Wunsch vom Autor erhältlich.

### 3.1 Westdeutschland und Ostdeutschland

Die Werte des Bartholomew-Index für das *individuelle Bruttoarbeitseinkommen* sind in Tabelle 3 und Tabelle 4 für West- bzw. Ostdeutschland dargestellt. Der Durchschnitt der Einjahresübergänge beträgt 0,5744 im Westen und 0,9002 im Osten. Auch bei den Zweijahresübergängen ergeben sich beträchtliche Unterschiede. Die große Differenz der beiden Werte für den Übergang 1990/1995 ist in Abbildung 1 veranschaulicht. Aus Abbildung 2, die den zeitlichen Verlauf der Werte für die Einjahresübergänge darstellt, ist ebenfalls die deutlich höhere Mobilität in Ostdeutschland zu entnehmen, aber auch die Annäherung der Werte im Zeitablauf.

Diese Ergebnisse zeigen, daß zwischen 1990 und 1995 auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt wesentlich mehr Bewegung vorzufinden ist als auf dem westdeutschen. Indes dürfte die entscheidende Ursache für die hohe Flexibilität in Ostdeutschland wohl kaum auf unterschiedliche institutionelle Regelungen zurückzuführen sein, sondern vielmehr auf die Transformation der ostdeutschen Wirtschaft von einer Planwirtschaft zu einer Marktwirtschaft.

Welches Bild ergibt sich beim *Bruttoäquivalenzeinkommen*? Wie aus Tabelle 3 und Tabelle 4 ersichtlich ist, beläuft sich der Durchschnitt der Einjahresübergänge auf 0,6988 in West- und 0,9268 in Ostdeutschland. Die Werte des Bartholomew-Index für den Übergang 1990/1995 werden in Abbildung 1 mit den anderen Einkommenskonzepten verglichen. Abbildung 3 ist eine graphische Veranschaulichung des Resultats, daß die Mobilität des Bruttoäquivalenzeinkommens in Ostdeutschland wesentlich höher ist als in Westdeutschland, aber daß die Differenz zwischen West und Ost im Zeitablauf geringer wird.

Beim Übergang vom individuellen Bruttoarbeitseinkommen zum Bruttoäquivalenzeinkommen wird der Haushaltszusammenhang in die Betrachtung eingeführt: Innerhalb eines Haushalts werden Einkommen „gepoolt“, aber auch zusätzliche Mitglieder ohne Einkommen implizit durch die Berechnung von Äquivalenzziffern berücksichtigt. Insbesondere die Veränderung dieser Äquivalenzziffern im Zeitablauf durch Änderungen im Haushaltszusammenhang dürfte die Mobilität der Bruttoäquivalenzeinkommen im Vergleich zur Mobilität der individuellen Bruttoarbeitseinkommen erhöhen. Dagegen dürfte das „Poolen“ von Einkommen im Haushaltszusammenhang die Mobilität eher reduzieren. Eine Möglichkeit, die Auswirkung des Haushaltszusammenhangs auf die Einkommensmobilität zu untersuchen, ist der Vergleich der Differenz  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  zwischen dem Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und für das individuelle Bruttoarbeitseinkommen:

$$(3) \quad \Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s} = BI_{BA}^{t/t+s} - BI_{BI}^{t/t+s}.$$

Je größer  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$ , desto stärker erhöht sich die Mobilität beim Übergang von der Mobilität der individuellen Bruttoarbeitseinkommen zum Bruttoäquivalenzeinkommen und desto größer folglich die Rolle, die Veränderungen im Haushaltszusammenhang im Zeitablauf spielen. Tabelle 5 offenbart, daß der Haushaltszusammenhang in Ostdeutschland stabiler ist als in Westdeutschland: Der westdeutsche Wert des Bartholomew-Index ist für jeden Übergang größer als der ostdeutsche. Die negativen Werte von  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  für Ostdeutschland weisen darauf hin, daß die Mobilität der Bruttoäquivalenzeinkommen dort in einigen Fällen sogar etwas geringer ist als die der individuellen Bruttoarbeitseinkommen.

Die Tabellen 3 und 4 zeigen die Werte des Bartholomew-Index für das *Nettoäquivalenzeinkommen*. Der durchschnittliche Mobilitätswert der Einjahresübergänge ist im Westen 0,5960 und im Osten 0,7365. Beachtlich ist die Konvergenz der Werte des Bartholomew-Index in Ost und West, die in Abbildung 4 veranschaulicht wird. In Abbildung 1 werden ferner die Werte des Fünfjahresübergangs mit denen der anderen Einkommenskonzepte verglichen. Vergleicht man die Konvergenz der Einkommensmobilität zwischen den verschiedenen Einkommenskonzepten anhand der Abbildungen 2, 3 und 4, so fällt auf, daß diese Konvergenz bei den Nettoäquivalenzeinkommen am stärksten ausgeprägt ist. Die geringste Konvergenz ist bei der Mobilität der individuellen Bruttoarbeitseinkommen festzustellen.

Der Übergang vom Brutto- zum Nettoäquivalenzeinkommen berücksichtigt die Auswirkungen des Steuer- und Transfersystems, das vor allem eine mobilitätsreduzierende Wirkung haben dürfte. Der internationale Vergleich der Differenz des Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und das Nettoäquivalenzeinkommen,

$$(4) \quad \Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s} = BI_{BA}^{t/t+s} - BI_{NA}^{t/t+s},$$

ermöglicht einen Vergleich der Auswirkungen des Steuer- und Transfersystems auf die Einkommensmobilität. Je größer  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$ , desto stärker die mobilitätsreduzierende Wirkung des Steuer- und Transfersystems. Aus Tabelle 5 ist ersichtlich, daß  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  in beiden Landesteilen und bei allen Übergängen positiv ist. Bei den Einjahresübergängen beträgt die durchschnittliche Differenz in Westdeutschland 0,1027 und in Ostdeutschland 0,1844. Damit zeigt sich nicht nur, daß das Steuer- und Transfersystem die Mobilität des Bruttoäquivalenzeinkommens reduziert, sondern auch, daß diese mobilitätsreduzierende

Wirkung in Ostdeutschland viel ausgeprägter ist als in Westdeutschland. Die Mehrjahresübergänge bestätigen dieses Resultat eindrucksvoll<sup>17</sup>.

### 3.2 Westdeutschland und Großbritannien

Die in Tabelle 3 und Tabelle 6 für Westdeutschland bzw. Großbritannien dargestellten Werte des Bartholomew-Index für das *individuelle Bruttoarbeitseinkommen* zeigen, daß Deutschland bei beiden Einjahresübergängen höhere Mobilitätswerte hat. Bei der Betrachtung des Zweijahresübergangs weisen die deutschen Löhne und Gehälter eine geringere Mobilität auf. Abbildung 5 zeigt die Werte für diesen Zweijahresübergang, Abbildung 6 die für die beiden Einjahresübergänge. Eine Erklärung für diese unterschiedlichen Ergebnisse je nach Fristigkeit könnte darin bestehen, daß die in Westdeutschland im Vergleich zu Großbritannien ausgeprägtere kurzfristige Mobilität längerfristig häufiger zu einer Rückkehr in die ursprüngliche Einkommensposition führt als in Großbritannien. Mit anderen Worten: Die permanente Komponente der Einkommensveränderung ist in Großbritannien stärker als in Deutschland, wo transitorische Bewegungen stärker sind.

Die in den Tabellen 3 und 6 dargestellten Werte des Bartholomew-Index für das *Bruttoäquivalenzeinkommen* zeigen eine eindeutig höhere Mobilität in Westdeutschland. Eine graphische Darstellung des Werts für den Übergang 1991/1993 befindet sich in Abbildung 5. Die Werte für die beiden Einjahresübergänge sind in Abbildung 7 veranschaulicht.

Auch hier soll die Auswirkung des Haushaltszusammenhangs auf die Einkommensmobilität untersucht werden durch einen internationalen Vergleich der Differenz  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  zwischen den Werten des Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und für das individuelle Bruttoarbeitseinkommen. Aus Tabelle 7 ist ersichtlich, daß die Werte von  $\Psi_{BA/BI}^{MI,t/t+s}$  in Westdeutschland zum Teil deutlich höher sind als in Großbritannien. Folglich kann auf der Grundlage dieser Zahlen geschlossen werden, daß die mobilitätserhöhende Wirkung des Haushaltszusammenhangs in Westdeutschland ausgeprägter ist als in Großbritannien.

Aus den Tabellen 3 und 6 ist ersichtlich, daß die mit dem Bartholomew-Index gemessene Mobilität der *Nettoäquivalenzeinkommen* in Westdeutschland geringer ist als in Großbritannien. Eine graphische Veranschaulichung dieser Index-Werte für den Übergang

---

<sup>17</sup> Hauser und Fabig (1998) zeigen, daß die letzten beiden Ergebnisse robust sind: Sie gelten auch dann, wenn man die sechs Einkommensklassen nicht durch relative Einkommenspositionen, sondern durch Einkommenssextile definiert. Hauser und Fabig berechnen ferner den „Truncated Bartholomew-Index“ (*TBI*), indem sie nur Abstiege, also in der Mobilitätsmatrix nur die Elemente unterhalb der Hauptdiagonale berücksichtigen. Auch die Werte des *TBI* bestätigen die obigen Ergebnisse.

1991/1993 findet sich in Abbildung 5. Abbildung 8 zeigt die Index-Werte für die Übergänge 1991/1992 und 1992/1993.

Ein internationaler Vergleich der Differenz zwischen dem Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und das Nettoäquivalenzeinkommen,  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  zeigt, daß das Steuer- und Transfersystem in Deutschland stärker mobilitätsdämpfend wirkt als in Großbritannien. Dort ist die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen zwischen 1991 und 1992 und zwischen 1992 und 1993 sogar höher als die der Bruttoäquivalenzeinkommen, was in Tabelle 7 zu negativen Werten von  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  führt.

Die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen ist in Westdeutschland also deutlich niedriger ist als in Großbritannien. Ein sehr plausibler Erklärungsansatz für dieses Resultat ist die unterschiedliche starke Ausprägung des Steuer- und Transfersystems der beiden Länder. Denn der deutsche Einkommensteuertarif ist deutlich progressiver als der britische<sup>18</sup>. Ferner ist das britische Transfersystem wesentlich stärker durch Grundsicherungen geprägt als das deutsche, wo soziale Transfers weit großzügiger sind<sup>19</sup>. Entsprechend betragen 1992 Sozialversicherungsbeiträge und Einkommensteuerzahlungen eines unverheirateten durchschnittlichen Industriearbeiters in Deutschland 37,2% seines Bruttoeinkommens, während es bei seinem britischen Kollegen nur 25,5% sind. Ist er verheiratet, ermäßigen sich Steuern und Sozialabgaben auf 21,8% in Deutschland und 15,8% in Großbritannien<sup>20</sup>. Eine makroökonomische Betrachtungsweise zeigt, daß sich 1992 in Deutschland alle Steuern und Sozialversicherungsbeiträge auf 40,0% des Bruttoinlandsprodukts beliefen, während es in Großbritannien nur 35,0% waren<sup>21</sup>.

### 3.3 Westdeutschland und die USA

Während die deutschen Daten sich auf den Zeitraum von 1990 bis 1995 erstrecken, bezieht sich das ausgewertete Datenmaterial für die USA auf die Jahre 1989 bis 1991. Deshalb können bei den zu vergleichenden Mobilitätsindikatoren nicht immer die gleichen Zeiträume betrachtet werden. Ferner konnten Nettoäquivalenzeinkommen in den USA nur für die Jahre 1989 und 1990 berechnet werden.

Da für einen internationalen Vergleich der Mobilität der *individuellen Bruttoarbeitseinkommen* zwischen Westdeutschland und den USA eine Betrachtung der

<sup>18</sup> Vgl. OECD (1991, S. 156ff.), OECD(1992, S.233ff.), OECD (1993, S. 145ff.) und OECD (1994, S. 220ff.).

<sup>19</sup> Vgl. z.B. Commission of the European Communities (1994).

<sup>20</sup> Vgl. OECD (1994, S. 70f., 102ff. und 232f.).

<sup>21</sup> Vgl. OECD (1994, S. 384).

Mobilitätsmatrizen besonders aufschlußreich ist, sind zwei solcher Matrizen in den Tabellen 8 und 9 stellvertretend für viele andere abgebildet. Die amerikanischen Matrizen haben bemerkenswert niedrige Stabilitätsraten in der Klasse der Arbeitslosen: Nur 29,0% der im Jahre 1990 arbeitslosen Personen waren auch im Jahre 1991 noch arbeitslos. Wie bemerkenswert diese Stabilitätsrate ist, kann man erst nach einem Vergleich mit dem entsprechenden westdeutschen Wert ermessen: Hier beträgt die Stabilitätsrate für den Übergang 1990/1991 50,5%. Diese Werte belegen eine in diesem Punkt deutlich höhere Arbeitsmarktflexibilität in den USA als in Westdeutschland<sup>22</sup>.

Allerdings muß an dieser Stelle auf zwei Tatbestände hingewiesen werden, die zur Interpretation dieser Zahlen unerlässlich sind. Erstens sind die von den deutschen bzw. amerikanischen Daten implizierten Abgrenzungen der Arbeitslosigkeit nicht völlig identisch. Individuelle Arbeitslosigkeit in den deutschen Daten bedeutet, daß die befragte Person angibt, beim Arbeitsamt arbeitslos gemeldet zu sein. In den amerikanischen Daten bedeutet individuelle Arbeitslosigkeit, daß die betreffende Person angibt, arbeitslos zu sein (ohne daß daran irgendwelche formalen Kriterien geknüpft sind) und/oder nach Arbeit zu suchen. Damit ist klar, daß die amerikanische Arbeitslosigkeitsvariable nicht so scharf definiert ist wie die deutsche und daß ihre Veränderung im Zeitablauf leichter sein dürfte als die der deutschen. Dieser Tatbestand erklärt sicherlich einen Teil der wesentlich höheren Mobilität in den USA, wobei allerdings ausgeschlossen sein dürfte, daß dieser Tatbestand für die gesamte Differenz verantwortlich ist.

Zweitens fällt auf, daß in den USA ein großer Anteil der zuvor Arbeitslosen in die nächsthöhere Klasse 2 wandert, die als die Klasse der *working poor* bezeichnet werden kann. Die Wahrscheinlichkeit, zwischen 1990 und 1991 von Klasse 1 in Klasse 2 aufzusteigen beträgt in den USA 43,9%. Auch hier zeigt erst der Vergleich mit Westdeutschland die wirkliche Bedeutung dieser Zahlen: Hier wechseln zwischen 1990 und 1991 21,7% von Klasse 1 in Klasse 2. Diese Übergangswahrscheinlichkeiten lassen den Schluß zu, daß in den USA ein wesentlich größerer Teil der ehemals Arbeitslosen in schlechtbezahlte Jobs wechselt als in Deutschland<sup>23</sup>.

Die wesentlich gleichmäßigere Verteilung der ehemaligen Arbeitslosen in Westdeutschland auf die verschiedenen Einkommensklassen kann mit der Wirkung der deutschen Arbeitslosenversicherung erklärt werden: Da die Unterstützungsleistungen der deutschen Arbeitslosenversicherung ein bestimmter Prozentsatz des vorherigen

---

<sup>22</sup> Die Stabilitätsraten der Mobilitätsmatrizen für andere Übergänge, die hier aus Platzgründen nicht aufgeführt sind, die aber vom Autor erhältlich sind, weisen ähnlich große Differenzen auf.

Nettoeinkommens sind, verhindern sie, daß der Arbeitslose eine Beschäftigung annimmt, deren Bezahlung unter der Unterstützungsleistung liegt. Je höher das frühere Gehalt, desto höher bezahlt wird auch die Tätigkeit sein, nach der der Arbeitslose sucht<sup>24</sup>. Zur Erklärung der hohen amerikanischen Übergangswahrscheinlichkeiten von Klasse 1 in Klasse 2 kann die institutionelle Ausgestaltung der amerikanischen Arbeitslosenversicherung beitragen. Sie zahlt wesentlich kürzer und an wesentlich weniger Arbeitslose Arbeitslosengeld als die deutsche<sup>25</sup>. Entsprechend groß ist der Druck auf die Arbeitslosen, eine Beschäftigung auch dann anzunehmen, wenn die zu ihr erforderlichen Qualifikationen (und das mit diesen meist positiv korrelierte Gehalt) unterhalb der Qualifikationen liegen, die der frühere Arbeitsplatz verlangte.

Welches Beharrungsvermögen weist nun die Zugehörigkeit zu den *working poor* auf? Zwischen 1990 und 1991 betrug die Stabilitätsrate in den USA 67,8%. Aber in Deutschland blieben es zwischen 1990 und 1991 nur 57,1%. Da in den USA auch die Gefahr eines Abstiegs aus Klasse 2 in Klasse 1 größer ist als in Westdeutschland, kann aus den obigen Stabilitätsraten geschlossen werden, daß die Wahrscheinlichkeit, aus einer schlechtbezahlten Beschäftigung aufzusteigen, in Deutschland höher ist als in den USA<sup>26</sup>.

Legt man den Bartholomew-Index zugrunde, zeigt ein Vergleich der Tabellen 3 und 10, daß die Mobilität der Löhne und Gehälter in Westdeutschland höher als in den USA. Abbildung 9 veranschaulicht diese Werte für die Einjahresübergänge, Abbildung 10 für die Zweijahresübergänge.

Eine hohe Mobilität der Löhne und Gehälter bedeutet zumindest teilweise auch eine hohe Arbeitsmarktflexibilität. Daß Westdeutschland mit seinen üblicherweise sehr rigide erscheinenden Arbeitsmarktstrukturen nach den vorliegenden Daten eine höhere Lohn- und Gehaltsmobilität hat, ist ein überraschendes Ergebnis, insbesondere auch deshalb, weil weiter oben festgestellt wurde, daß ein Entkommen aus der Arbeitslosigkeit in den USA viel leichter ist als in Deutschland. Allerdings wurde auch festgestellt, daß die Mobilität der *working poor*

---

<sup>23</sup> Auch hier finden sich bei den Stabilitätsraten der Mobilitätsmatrizen für andere Übergänge ähnlich unterschiedliche Übergangswahrscheinlichkeiten.

<sup>24</sup> Vgl. z.B. Lampert (1992, S. 244ff.).

<sup>25</sup> Vgl. OECD (1991, S. 252ff.) und LIS (1997).

<sup>26</sup> Auch hier ist die Differenz der Stabilitätsraten der Mobilitätsmatrizen für andere Übergänge ähnlich groß. Das gleiche Phänomen (relativ schnelle Beendigung der Arbeitslosigkeit und Aufnahme eines gering bezahlten Jobs) ist auch in Großbritannien zu beobachten. Die entsprechenden Mobilitätsmatrizen werden hier aus Platzgründen nicht präsentiert, sind aber auf Wunsch vom Autor erhältlich. Auch hier können die deutsch-britischen Unterschiede mit der unterschiedlichen Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung erklärt werden, die in Großbritannien nur eine einkommensunabhängige Grundsicherung ist, so daß auch für früher hochbezahlte Arbeitslose eine gering vergütete Beschäftigung attraktiv ist (vgl. Commission of the European Communities 1994, S. 243ff.).

in den USA deutlich geringer ist als in den USA und daß in Deutschland größere Einkommensbewegungen etwas häufiger sind als in den USA.

Dennoch muß dieses überraschende Ergebnis etwas relativiert werden. Zunächst ist beachtlich, daß die Werte des Bartholomew-Index in Westdeutschland im Zeitraum 1990 bis 1995 kontinuierlich sinken und für die Übergänge 1993/1994 und 1994/1995 eine geringere Mobilität repräsentieren als die Werte der USA für 1989/1990. Es ist nicht auszuschließen, daß die unterschiedliche konjunkturelle Dynamik in den beiden Volkswirtschaften ursächlich für diese Entwicklung ist: Die hohe Mobilität in Westdeutschland zu Beginn des Untersuchungszeitraums korrespondiert mit hohen, durch den Vereinigungsboom bedingten Wachstumsraten in Westdeutschland, während sich in den USA im gleichen Zeitraum die konjunkturelle Dynamik abflacht und 1991 in eine Rezession mündet<sup>27</sup>. Dieser Konjunkturverlauf könnte seinerseits die geringe Mobilität in den USA erklären. Die zurückgehende Mobilität in Deutschland könnte wiederum durch die Abschwächung der konjunkturellen Dynamik nach dem Vereinigungsboom, die vorübergehende Erhöhung der Mobilität beim Übergang 1992/1993 mit der massiven Rezession zu diesem Zeitpunkt und die danach wieder sinkende Mobilität mit der nur zaghaften konjunkturellen Erholung und mit der entsprechenden Lohnzurückhaltung der Tarifpartner zu erklären sein. Des weiteren sei auf Burkhauser et al. (1997, forthcoming) verwiesen, die auch eine erstaunlich ähnliche Einkommensmobilität in Westdeutschland und den USA feststellten - und zwar für den Zeitraum 1983-1988, in dem sich beide Länder in einer stetigen konjunkturellen Aufschwungphase befanden.

Den Tabellen 3 und 10 ist zu entnehmen, daß die mit dem Bartholomew-Index gemessene Mobilität der *Bruttoäquivalenzeinkommen* in Westdeutschland deutlich höher ist als in den USA. Der internationale Vergleich der Werte des Bartholomew-Index ist in den Abbildungen 9 und 10 veranschaulicht.

Durch einen internationalen Vergleich der Differenz  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  zwischen dem Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und für das individuelle Bruttoarbeitseinkommen kann die Auswirkung des Haushaltszusammenhangs auf die Einkommensmobilität untersucht werden. Aus Tabelle 11 ist ersichtlich, daß die Werte von  $\Psi_{BA/BI}^{MI,t/t+s}$  für Westdeutschland im Durchschnitt deutlich über denen für die USA liegen. Das bedeutet, daß der Übergang von der Mobilität der individuellen Bruttoarbeitseinkommen zur Mobilität der Bruttoäquivalenzeinkommen in Deutschland zu einem größeren Anstieg der Mobilität führt als in den USA. Für die Erklärung der Mobilität der



Bruttoäquivalenzeinkommen spielt die Veränderung des Haushaltszusammenhang im Zeitablauf in Westdeutschland also eine größere Rolle als in den USA.

Die Werte des Bartholomew-Index für das *Nettoäquivalenzeinkommen* in Tabelle 3 und Tabelle 10 zeigen, daß die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen in Westdeutschland geringer ist als in den USA. Abbildung 9 zeigt diese Werte im internationalen Vergleich und im Vergleich zu den Indexwerten anderer Einkommenskonzepte.

Ein internationaler Vergleich der Differenz zwischen dem Bartholomew-Index für das Bruttoäquivalenzeinkommen und das Nettoäquivalenzeinkommen,  $\Psi_{BA/NA}^{Bl,t/t+s}$  verdeutlicht, daß das Steuer- und Transfersystem in Deutschland die Mobilität der Bruttoäquivalenzeinkommen weit stärker dämpft als in den USA. Dort ist die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen sogar höher als die der Bruttoäquivalenzeinkommen, so daß in Tabelle 11 die amerikanischen Werte von  $\Psi_{BA/NA}^{Bl,t/t+s}$  negativ sind.

Die Analyse zeigt mithin eindeutig, daß mobilitätsreduzierende Wirkung der staatlichen Umverteilung in Deutschland viel ausgeprägter ist als in den USA<sup>28</sup>. Der unterschiedliche Grad der Mobilitätsreduktion in den beiden Volkswirtschaften ist allerdings wenig überraschend, wenn man sich die Unterschiede in den Institutionen der sozialen Sicherung und der Steuersysteme beider Länder vergegenwärtigt. So ist der deutsche Steuertarif viel progressiver als der amerikanische, und die Institutionen der sozialen Sicherung sind in Deutschland großzügiger ausgestaltet und sichern einen größeren Personenkreis ab als in den USA<sup>29</sup>. Entsprechend betrug 1992 die Belastung eines unverheirateten durchschnittlichen Industriearbeiters mit Steuern und Sozialabgaben in Deutschland 37,2% und in den USA 25,9%<sup>30</sup>. Eine makroökonomische Betrachtung zeigt, daß 1992 die Gesamtheit aller Steuern und Sozialversicherungsbeiträge in Deutschland 40,0% und in den USA nur 29,0% des Bruttoinlandsprodukts betrug<sup>31</sup>.

### **3.4 Ostdeutschland und Ungarn**

---

<sup>27</sup> Vgl. OECD (1997, S. A4).

<sup>28</sup> Diese Resultate stehen im Widerspruch zu Burkhauser et al. (forthcoming), die sowohl für die USA als auch für Deutschland eine höhere Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen als der Bruttoäquivalenzeinkommen errechnen. Ferner hat Deutschland eine geringfügig höhere Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen als die USA. Zur Auflösung dieser Widersprüche könnte beitragen, daß Burkhauser et al eine andere Periode (1983-1988) betrachten, daß ihre Einkommenskonzepte etwas anders definiert sind und daß sie zum einen Einkommensquintile und zum anderen wesentlich größere Einkommensklassen betrachten.

<sup>29</sup> Vgl. OECD (1991, S. 156ff., 1993, S. 145ff.) und Lampert (1992) für Deutschland und OECD (1991, S. 252ff., 1992, S. 237ff., 1993, S. 329ff., 1994, S. 224ff.) und LIS (1997) für die USA.

<sup>30</sup> Vgl. OECD (1994, S. 70f., S. 102ff. und 232f.).

<sup>31</sup> Vgl. OECD (1994, S. 384).

Das PACO-HHPS enthält nur Angaben zum Nettoeinkommen von Haushalten und Individuen. Entsprechend ist es in diesem Abschnitt nicht möglich, internationale Vergleiche der Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens und des Bruttoäquivalenzeinkommens anzustellen. Vielmehr muß im folgenden eine Beschränkung auf den Vergleich der Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen stattfinden.

Im folgenden soll nicht Westdeutschland, sondern Ostdeutschland zum Bezugspunkt des internationalen Vergleichs gewählt werden. Diese Wahl ist dadurch begründet, daß die ostdeutsche Volkswirtschaft am ehesten mit der ungarischen vergleichbar ist: In beiden Fällen handelt es sich um Ökonomien, die sich auf dem Weg der Transformation der kommunistischen Planwirtschaft zur sozialen Marktwirtschaft befinden. Natürlich ist die Vergleichbarkeit der beiden Volkswirtschaften dadurch beschränkt, daß nach dem Zusammenbruch der kommunistischen Herrschaft Ostdeutschland insbesondere nach der Wiedervereinigung massive finanzielle, personelle und sonstige Hilfen aus Westdeutschland zur Verfügung gestellt wurden, während sich Ungarn gleichsam am eigenen Schopf aus dem Sumpf ziehen mußte. Aber gerade diese Unterschiede im Transformationsprozeß machen auch den internationalen Vergleich so interessant.

Ein Vergleich der Werte des Bartholomew-Index für das *Nettoäquivalenzeinkommen* in den Tabellen 4 und 12 zeigt, daß die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungarn höher ist als in Ostdeutschland. Eine graphische Veranschaulichung dieser Werte enthält Abbildung 11.

Wie kann die höhere Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungarn erklärt werden? Nach dem Zusammenbruch des kommunistischen Regimes durchlebte Ungarn eine schwere Rezession; von 1989 bis 1993 fiel das Bruttoinlandsprodukt um 18-20%<sup>32</sup>. Erst 1994 erholte sich Ungarn von den Folgen dieser außerordentlich schweren Rezession<sup>33</sup>. Insofern kann in den hohen Mobilitätswerten für Ungarn eine Bestätigung der Hypothese, daß eine Rezession die Einkommensmobilität erhöht, gesehen werden. Allerdings dürfte auch in Ostdeutschland die konjunkturelle Situation dazu beigetragen haben, die Einkommensmobilität zu erhöhen. Denn die Wachstumsraten waren dort nach der Wiedervereinigung die höchsten der untersuchten Ländern<sup>34</sup>, und auch ein konjunktureller Boom kann zu höherer Einkommensmobilität führen. Ebenfalls mobilitätserhöhend dürfte die mit der schweren Rezession in Ungarn einhergehende Arbeitslosigkeit sein<sup>35</sup>. Gleiches gilt

<sup>32</sup> Vgl. Andorka und Spéder (1997, S. 189).

<sup>33</sup> Vgl. Erdmann (1997).

<sup>34</sup> Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996, S. 22) und OECD (1997, S. A4).

<sup>35</sup> Vgl. OECD (1997, S. A24).

aber auch für Ostdeutschland, wo trotz der konjunkturellen Aufwärtsbewegung ein Anstieg der Arbeitslosigkeit stattfand<sup>36</sup>.

Bei der Erklärung der Mobilitätsprozesse durch die konjunkturelle Situation ist allerdings zu beachten, daß sich diese Erklärung in erster Linie auf die Mobilität der individuellen Bruttoarbeitseinkommen bezieht und nicht auf die Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen, die hier verglichen wird. Jedoch kann man angesichts der dramatischen Veränderungen sowohl in Ungarn als auch in Ostdeutschland davon ausgehen, daß sich die Mobilitätsprozesse von der Ebene des individuellen Bruttoarbeitseinkommens auf die Ebene des Nettoäquivalenzeinkommens übertragen.

Das Ausmaß dieses Durchschlagens der Mobilität der Löhne und Gehälter auf die Ebene des Nettoäquivalenzeinkommens wird indes ganz entscheidend beeinflußt von dem Ausmaß der staatlichen Umverteilung, also von der Ausgestaltung des Steuer- und Transfersystems. Und genau hier dürfte der erste Ansatzpunkt zur Erklärung der unterschiedlichen Höhe der Mobilität zwischen Ostdeutschland und Ungarn liegen. Zwar zeigt die Analyse von Gabos (1996) ein recht gut ausgebautes System der sozialen Sicherung in Ungarn. Aber zum einen dürfte auch dieses System nicht in der Lage gewesen sein, die ökonomischen Verwerfungen in Ungarn nach dem Ende der Planwirtschaft weitgehend abzufedern. Zum anderen dürfte der Umfang dieses Systems nicht an den Umfang der sozialen Sicherung in Ostdeutschland nach der Wiedervereinigung heranreichen. So muß beispielsweise ein unverheirateter, kinderloser durchschnittlicher Industriearbeiter in Deutschland 37,2% und in Ungarn 26,5% seines Bruttoeinkommens in Form von Steuern und Sozialabgaben an den Staat abführen<sup>37</sup>. Insofern kann in Ostdeutschland eine höhere Mobilitätsdämpfung als in Ungarn erwartet werden.

Ferner fanden nach der Wiedervereinigung auf sehr vielfältige Weise massive Finanztransfers von Westdeutschland nach Ostdeutschland statt. So schätzte beispielsweise der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1995), daß die jährlichen Nettotransfers von West- nach Ostdeutschland während der ersten fünf Jahre des Transformationsprozesses zwischen fünf und sieben Prozent des westdeutschen Bruttoinlandsprodukts betragen. Diese massiven Finanztransfers dürften erheblich dazu beigetragen haben, die mit der Transformation Ostdeutschlands von der Planwirtschaft zur Marktwirtschaft verbundene Mobilität der Bruttoeinkommen zu dämpfen. Da Ungarn nicht über so umfangreiche finanzielle Hilfe von außen verfügen konnte, ist ein entsprechend

---

<sup>36</sup> Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996).

<sup>37</sup> Vgl. OECD (1994, S. 70f., S. 102ff. und 232f.).

geringeres Niveau der Mobilitätsdämpfung zu erwarten, womit eine zweite Ursache für die höhere Mobilität der Nettoäquivalenzeinkommen in Ungarn gefunden wäre.

## 4 Schlußbemerkung

Diese Studie hat gezeigt, daß sowohl zwischen verschiedenen Einkommenskonzepten als auch zwischen verschiedenen Ländern interessante Unterschiede in der Einkommensmobilität bestehen. Allerdings sind die Zeiträume, für die vergleichbare Daten existieren, nicht immer überlappend, und auch die Anzahl der zur Verfügung stehenden Wellen in den einzelnen Ländern ist nicht sehr groß. Eine Aufgabe zukünftiger Forschung könnte daher darin bestehen, die Analyse auf längere und sich stärker überlappende Zeiträume auszudehnen. Durch eine solche Ausdehnung kann zugleich überprüft werden, wie robust die vorliegenden Ergebnisse sind. Ebenso notwendig ist es, die Sensibilität der Ergebnisse dieser Studie bezüglich der Wahl des Mobilitätsmaßes zu untersuchen. Schließlich ist über eine reine Deskription des Mobilitätsprozesses hinaus auch eine Analyse seiner Ursachen nötig.

## Literatur

- Andorka, R. und Spéder, Z. (1997): „Poverty in Hungary - Some Results of the First Two Waves of the Hungarian Household Panel Survey“, in: Ott, N. und Wagner, G.G. (Hrsg.): „Income Inequality and Poverty in Eastern and Western Europe“, Physica-Verlag, Heidelberg.
- Atkinson, A.B. (1983): „The measurement of economic mobility“, in: Atkinson, A.B.: „Social Justice and public policy“, Wheatsheaf, Brighton.
- Atkinson, A.B., Rainwater, L. und Smeeding, T.M. (1995): „Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxemburg Income Study (LIS), OECD Social Policy Studies No. 18, Paris.
- Bartholomew, D. J.(1973): „Stochastic Models for Social Process“, 2. Auflage, John Wiley and Sons, London.
- Bird, E.J. (1992): „Tax-Transfer Policy and Income Uncertainty: A Nonparametric Analysis of Households in the United States and Western Germany“, University Microfilms International, Ann Arbor.
- Boudon, R. (1973): „Mathematical Structures of Social Mobility“, Elsevier Scientific Publishing Company, New York/Amsterdam.
- Burkhauser, R.V. und Poupore, J. G. (1997): „A Cross-National Comparison of Permanent Inequality in the United States and Germany“, Review of Economics and Statistics 74, S. 11-17.
- Burkhauser, R.V., Holtz-Eakin, D. und Rhody, S.E. (forthcoming): „Mobility and Inequality in the 1980s: A Cross-National Comparison of the United States and Germany“, in: Jenkins, S., Kapteyn, A. und Praag, B.v. (Hrsg.): „The Distribution of Welfare and Household Production: International Perspectives“, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Burkhauser, R.V., Holtz-Eakin, D. und Rhody, S.E. (1997): „Labor Earnings Mobility and Inequality in the United States and Germany during the 1980s“, International Economic Review 38, S. 775-794.
- Butrica, B. und Jurkat, #. (1997): „1996 Version PSID-GSOEP Equivalent Data File Codebook“, Center for Demography and Economics of Aging, Syracuse University, Syracuse.

- CEPS/INSTEAD (1996): „The PACO Project User Manual“, CEPS/INSTEAD, Differdange, Luxemburg.
- CEPS/INSTEAD (1997): „PACO Panels - Hungarian Household Panel“, unter: <http://ceps-nt1.ceps.lu/paco> am 24.6.1997.
- Commission of the European Communities (1994): „Social Protection in the Member States of the Community - Situation on July 1<sup>st</sup> 1993 and Evolution“, Brüssel.
- Creedy, J., Hart, P.E. und Klevmarcken, N.A. (1981): „Income Mobility in Great Britain and Sweden“, in: Klevmarcken, N.A. und Lybeck, J.A. (Hrsg.): „The Statistics and Dynamics of Income“, Clevedon, Avon, Tieto.
- Dirven, H.-J. (1996): „Income Dynamics, Persistent Poverty and Welfare Regimes: Evidence from Europe and the United States“, unveröffentlichtes Manuskript, Tilburg Institute for Social Security Research, Tilburg University, Tilburg.
- Erdmann, Y. (1997): „Einige Kennziffern der Sozialbudgets in Polen, Ungarn und in der Slowakei“, Zeitschrift für Sozialreform 8/97.
- Fritzell, J. (1990): „The dynamics of income distribution: Economic mobility in Sweden compared to the United States“, Social Science Research, 19, S. 17-46.
- Gábos, András (1996): „Changes in the Legal Regulation of Hungary's Social Welfare System, 1990-1995“, unveröffentlichtes Manuskript, National Academic Research Fund of Hungary (OTKA) Project No. 265, Budapest.
- Gustafsson, B. (1994): „The Degree and Pattern of Income Immobility in Sweden“, Review of Income and Wealth 40, S. 67-86.
- Hauser, R. und Becker, I. (1997): „The Development of Income Distribution in the Federal Republic of Germany during the 1970s and 1980s“, in: Gottschalk, P., Gustafsson, B.A. und Palmer, E. (Hrsg.): „Changing Patterns in the Distribution of Economic Welfare: An Economic Perspective“, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hauser, R. und Fabig, H. (1998): „Labor Earnings and Household Income Mobility in Reunified Germany: A Comparison of the Eastern and Western States“, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Universität Frankfurt.
- Hanefeld, Ute (1987): „Das Sozio-ökonomische Panel: Grundlagen und Konzeption“, Campus Verlag, Frankfurt.
- Hill, M.S. (1992): „The Panel Study of Income Dynamics: A user's guide“, Sage Publications, Beverly Hills.
- Jarvis, S. und Jenkins, S.P. (1996): „Changing Places: Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain“, Working Paper Number 96-19 of the ESRC Research Centre on Micro-social Change, University of Essex.
- Lampert, Heinz (1992): „Die Wirtschafts- und Sozialordnung der Bundesrepublik Deutschland“, 11. Auflage, Olzog Verlag, München.
- LIS (1997): „The LIS institutional database“, CEPS/INSTEAD, Luxemburg.
- Müller, K. und Frick, J. (1996): „Die Einkommensmobilität (Nettoäquivalenzeinkommen) in den neuen und alten Bundesländern 1990-1994“, in: Hradil, S. und Pankoke, E. (Hrsg.): „Aufstieg für alle?“, Opladen, Leske & Budrich, S. 103-154.
- OECD (1991): „The tax/benefit position of production workers 1987-90“, OECD, Paris.
- OECD (1992): „The tax/benefit position of production workers 1988-91“, OECD, Paris.
- OECD (1993): „The tax/benefit position of production workers 1989-92“, OECD, Paris.
- OECD (1994): „The tax/benefit position of production workers 1990-93“, OECD, Paris.

OECD (1997): „OECD Wirtschaftsausblick 61“, OECD, Paris.

Pannenberg, M. und Rendtel, U. (1996): „Dokumentation des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP): Erhebungsdesign, Fallzahlen und erhebungsbedingte Ausfälle sowie die Schätzung von Ausfallwahrscheinlichkeiten bis Welle 12 (1984 bis 1995) [Stichprobe A, B und C]“, DIW Diskussionspapier Nr. 173a, Berlin. #vd

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1995): „Jahresgutachten 1995/96“, Deutscher Bundestag, Bundestagsdrucksache.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996): „Jahresgutachten 1996/97“, Deutscher Bundestag, Bundestagsdrucksache.

Schiller, B.R. (1977): „Relative Earnings Mobility in the United States“, American Economic Review 67, S. 926-941.

Shorrocks, A.F. (1978): „The Measurement of Mobility“, Econometrica 46, S. 1013-1024.

TARKI (1994): „The First Three Waves of the Hungarian Household Panel“, TARKI, Budapest.

Taylor, M.F. (1996): „British Household Panel Survey User Manual. Introduction, Technical Reports and Appendices“, ESRC Research Centre on Micro-Social Change, University of Essex.

Toth, I. (1996): „The Social Research Informatics Centre (TARKI)“, Eurodata Newsletter No. 3, Spring 1996.

Wagner, G. (1991): „Erhebung von Einkommensdaten im Sozio-ökonomischen Panel“, in: Rendtel, U. und Wagner, G. (Hrsg.): Lebenslagen im Wandel - Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984, Campus, Frankfurt a. M./New York.

Wagner, G., Burkhauser, R. und Behringer, F. (1993): „The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel“, Journal of Human Resources, vol. 28, no. 2, S. 429-433.

## 5 Anhang

**Tabelle 1: Personen-Fallzahlen nach Anwendung der Personenabgrenzung ohne Einkommensbagatellgrenzen**

Jahr	West-deutschland	Ost-deutschland	Groß-britannien	USA	Ungarn
1989	-	-	-	8910	-
1990	4943	2920	-	8426	-
1991	4658	2676	4203	8083	-
1992	4485	2534	3716	-	1926
1993	4303	2398	3540	-	1744
1994	4082	2301	-	-	1610
1995	3909	2211	-	-	-

*Datenbasis:* SOEP, PACO-BHPS, PACO-HHPS, PSID-GSOEP Equivalent File, PSID

*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Tabelle 2: Die Mobilitätsmatrix in tabellarischer Form**

Einkommens- klasse in $t$	Einkommensklasse in $t+s$						Einkommens- verteilung in $t$
	1	2	...	$j$	...	$n$	
1	$p_{11}$	$p_{12}$	...	...	...	$p_{1n}$	$p_{1\cdot}$
	$p_{21}$	$p_{22}$	...	...	...	$p_{2n}$	$p_{2\cdot}$
...			...				...
$i$	...	...	...	$p_{ij}$	...	...	$p_{i\cdot}$
...					...		...
$n$	$p_{n1}$	$p_{n2}$	...	...	...	$p_{nn}$	$p_{n\cdot}$
Einkommens- verteilung in $t+1$	$p_{\cdot 1}$	$p_{\cdot 2}$	...	$p_{\cdot j}$	...	$p_{\cdot n}$	1

**Tabelle 3: Werte des Bartholomew-Index für Westdeutschland**

Übergang	Individuelles. Bruttoarbeits- einkommen	Bruttoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)	Nettoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)
1990/91	0,6291	0,7508	0,6495
1991/92	0,5804	0,6839	0,5503
1992/93	0,5992	0,7159	0,6002
1993/94	0,5445	0,6822	0,6237
1994/95	0,5189	0,6610	0,5564
1991/93	0,7517	0,8728	0,7302
1992/94	0,6894	0,8756	0,7236
1990/95	0,8482	1,1900	1,0232

*Datenbasis:* SOEP

*Quelle:* Eigene Berechnungen



**Tabelle 4: Werte des Bartholomew-Index für Ostdeutschland**

Übergang	Individuelles. Bruttoarbeits- einkommen	Bruttoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)	Nettoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)
1990/91	0,9966	1,0627	0,9063
1991/92	1,0669	1,0492	0,7685
1992/93	0,9523	0,9537	0,7136
1993/94	0,7764	0,7945	0,6882
1994/95	0,7092	0,7441	0,6058
1991/93	1,2796	1,1924	0,8945
1992/94	1,0518	1,1338	0,8360
1990/95	1,3995	1,4083	1,0380

Datenbasis: SOEP

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 5:  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  und  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  im Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland**

Übergang	$\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$		$\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$	
	West- deutschland	Ost- deutschland	West- deutschland	Ost- deutschland
1990/1991	0,1217	0,0661	0,1013	0,1564
1991/1992	0,1035	-0,0177	0,1336	0,2807
1992/1993	0,1167	0,0014	0,1157	0,2401
1993/1994	0,1377	0,0181	0,0585	0,1063
1994/1995	0,1421	0,0349	0,1046	0,1383
1991/1993	0,1211	-0,0872	0,1426	0,2979
1992/1994	0,1862	0,0820	0,1520	0,2978
1990/1995	0,3418	0,0088	0,1668	0,3703

Datenbasis: SOEP

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 6: Werte des Bartholomew-Index für Großbritannien**

Übergang	Individuelles. Bruttoarbeits- einkommen	Bruttoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)	Nettoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)
1991/92	0,5248	0,6140	0,6506
1992/93	0,5529	0,6001	0,6193
1991/93	0,7944	0,8367	0,7710

Datenbasis: PACO-BHPS

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 7:  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  und  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  im internationalen Vergleich**

Übergang	$\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$		$\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$	
	West- deutschland	Groß- britannien	West- deutschland	Groß- britannien
1991/1992	0,1035	0,0892	0,1336	-0,0366
1992/1993	0,1167	0,0472	0,1157	-0,0192
1991/1993	0,1211	0,0423	0,1426	0,0657

Datenbasis: SOEP, PACO-BHPS

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 8: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitsseinkommens in**

**Westdeutschland zwischen 1990 und 1991**

Einkommens- klasse 1990	Einkommensklasse 1991							Einkommens- verteilung 1990
	1	2	3	4	5	6	7	
1	<u>50,5</u>	21,7	11,2	5,8	4,1	4,2	2,5	4,2
2	6,0	<u>57,1</u>	18,2	5,6	6,5	3,8	2,8	11,7
3	4,0	9,7	<u>53,6</u>	24,6	4,4	0,7	3,1	13,2
4	2,8	6,8	5,9	<u>56,9</u>	23,4	3,0	1,2	22,9
5	2,4	5,8	1,5	9,0	<u>58,0</u>	20,8	2,4	19,0
6	1,6	2,8	0,6	4,0	14,9	<u>49,7</u>	26,4	11,8
7	0,9	2,8	0,0	0,0	2,0	6,3	<u>87,9</u>	17,2
Einkommens- verteilung 1991	4,8	12,4	11,4	19,4	20,0	12,3	19,7	100,0

Datenbasis: SOEP

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 9: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeits Einkommens in den USA zwischen 1990 und 1991**

Einkommens- klasse 1990	Einkommensklasse 1991							Einkommens- verteilung 1990
	1	2	3	4	5	6	7	
1	<u>29,0</u>	43,9	14,0	7,4	3,4	2,2	0,1	3,7
2	8,3	<u>67,8</u>	16,8	3,7	2,0	0,9	0,7	23,3
3	4,9	18,5	<u>53,7</u>	16,8	4,6	0,5	1,0	16,4
4	1,7	5,3	16,3	<u>52,4</u>	19,8	2,9	1,6	13,1
5	1,7	3,4	3,5	20,0	<u>49,7</u>	14,9	6,7	13,0
6	0,9	1,1	1,5	4,9	22,1	<u>48,6</u>	20,9	8,9
7	1,0	1,8	0,7	2,2	3,1	7,9	<u>83,3</u>	21,6
Einkommens- verteilung 1991	4,5	22,1	16,1	14,3	13,0	8,7	21,3	100,0

Datenbasis: PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994, PSID

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 10: Werte des Bartholomew-Index für die USA**

Übergang	Individuelles. Bruttoarbeits- einkommen	Bruttoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)	Nettoäquivalenz- einkommen (alte OECD-Skala)
1989/90	0,5568	0,6579	0,6755
1990/91	0,5663	0,6415	-
1989/91	0,6947	0,8033	-

Datenbasis: PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994, PSID

Quelle: Eigene Berechnungen

**Tabelle 11:**  $\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$  und  $\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$  im internationalen Vergleich

Übergang	$\Psi_{BA/BI}^{BI,t/t+s}$		$\Psi_{BA/NA}^{BI,t/t+s}$	
	West-deutschland	USA	West-deutschland	USA
1989/1990	-	0,1011	-	-0,0176
1989/1991	-	0,1086	-	-
1990/1991	0,1217	0,0752	0,1013	-
1991/1992	0,1035	-	0,1336	-
1992/1993	0,1167	-	-	-
1991/1993	0,1211	-	-	-

Datenbasis: SOEP, PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994, PSID

Quelle: Eigene Berechnungen

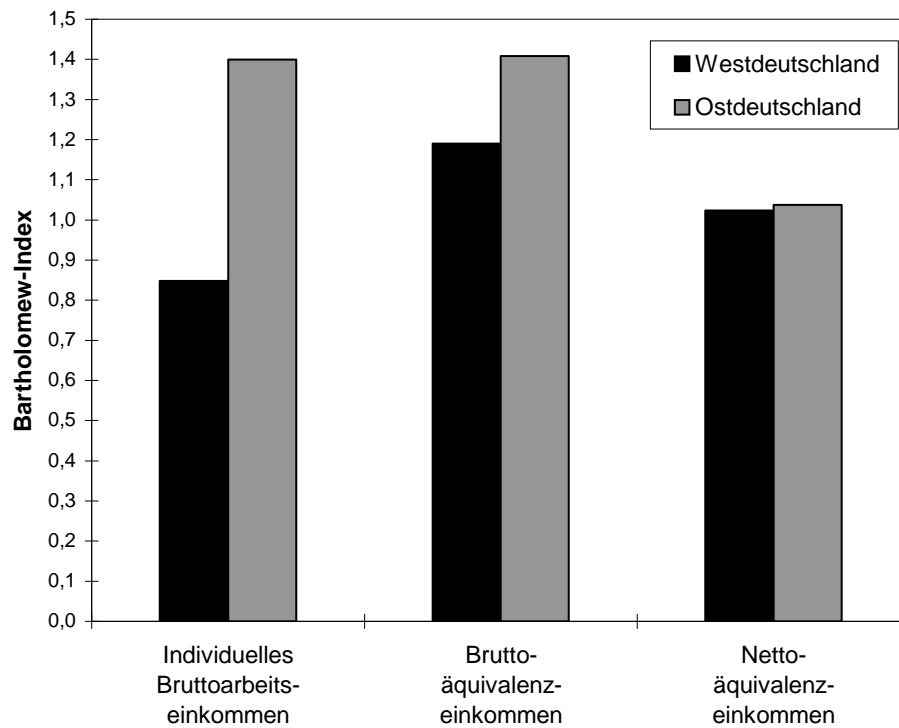
**Tabelle 12:** Werte des Bartholomew-Index für die Nettoäquivalenzeinkommen (alte OECD-Skala) in Ungarn

Übergang	Bartholomew-Index
1992/93	0,8785
1993/94	0,8393
1992/94	1,0346

Datenbasis: PACO-HHPS

Quelle: Eigene Berechnungen

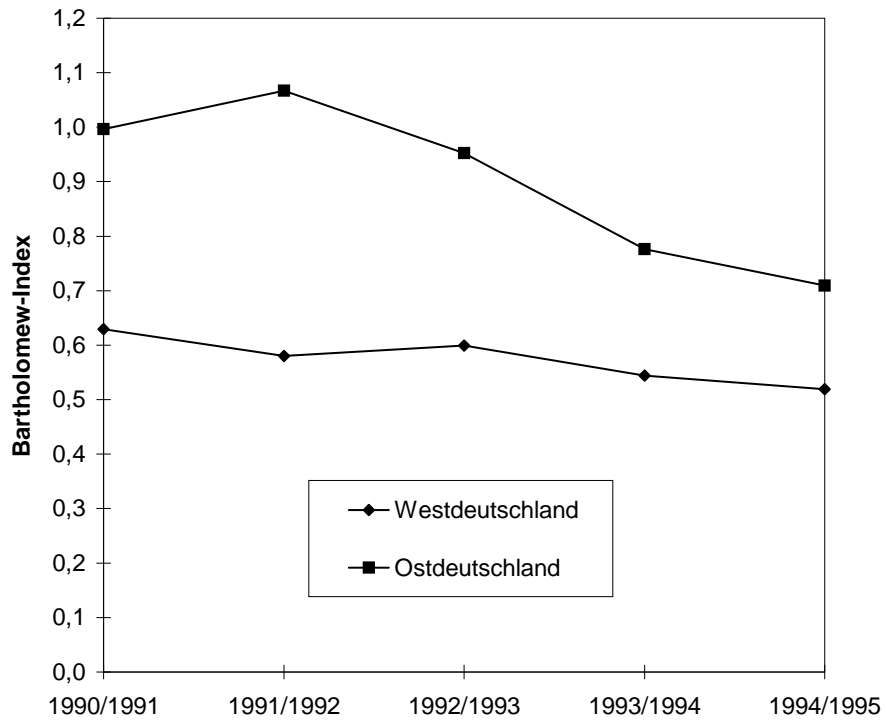
**Abbildung 1: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens, des Brutto- und Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für den Übergang 1990-95 im Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland**



*Datenbasis:* SOEP

*Quelle:* Eigene Berechnungen

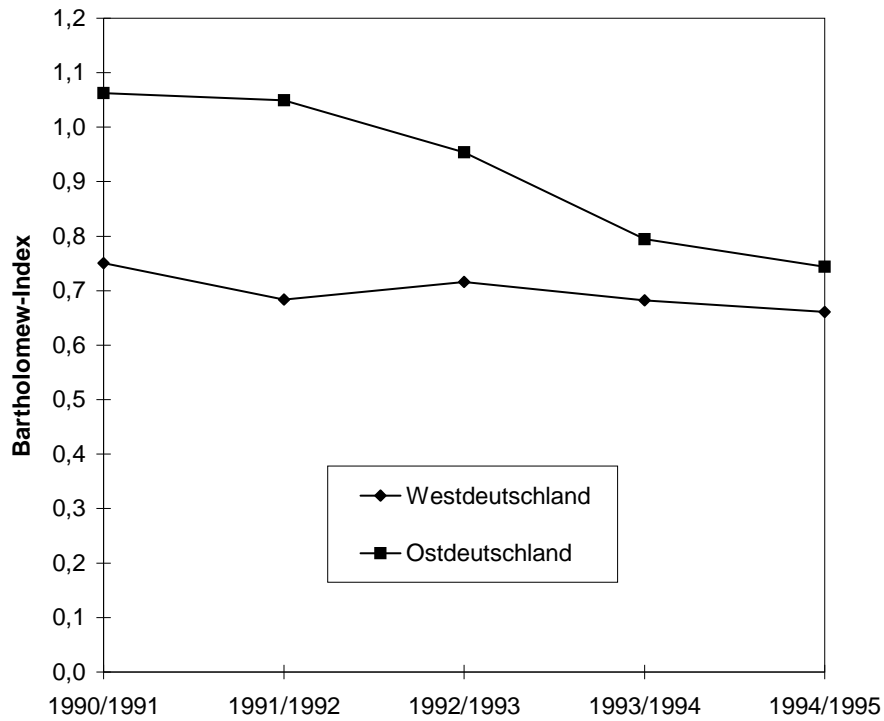
**Abbildung 2: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens gemessen am Bartholomew-Index für Einjahresübergänge im Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland**



*Datenbasis:* SOEP

*Quelle:* Eigene Berechnungen

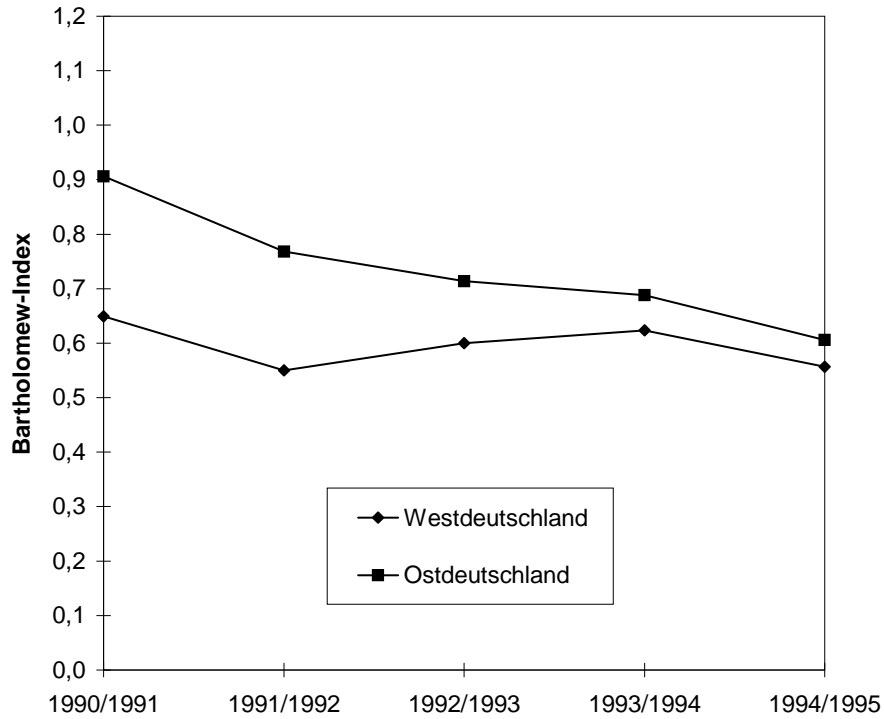
**Abbildung 3: Die Mobilität des Bruttoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für Einjahresübergänge im Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland**



*Datenbasis:* SOEP

*Quelle:* Eigene Berechnungen

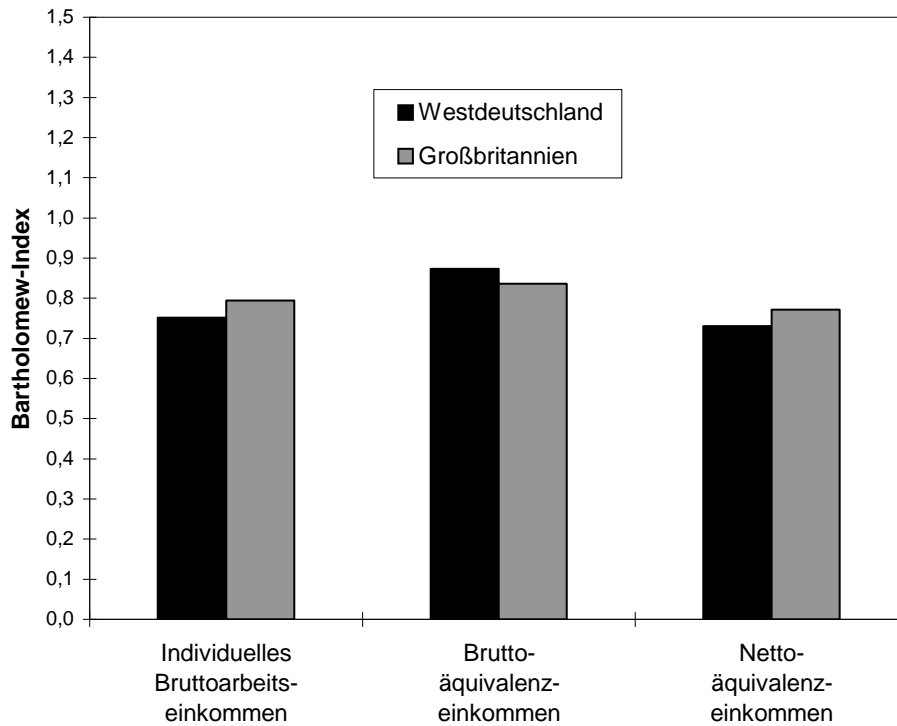
**Abbildung 4: Die Mobilität des Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für Einjahresübergänge im Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland**



*Datenbasis:* SOEP

*Quelle:* Eigene Berechnungen

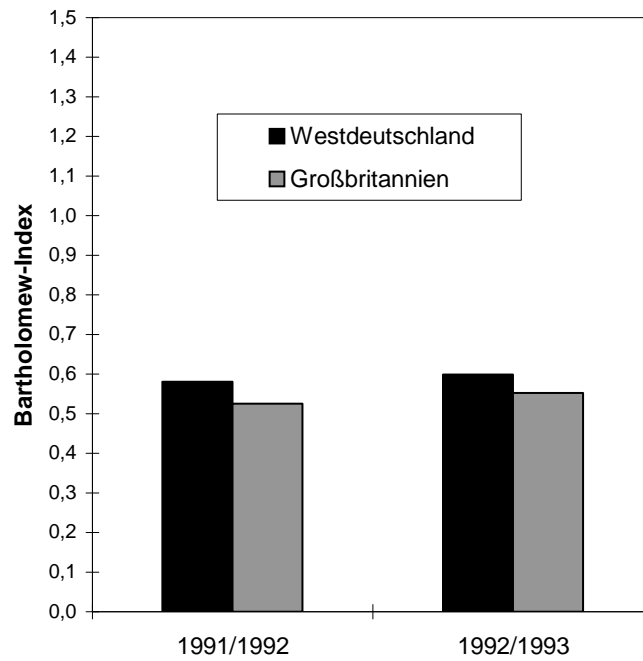
**Abbildung 5: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens, des Brutto- und Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für den Übergang 1991-93 im Vergleich zwischen Westdeutschland und Großbritannien**



*Datenbasis:* SOEP, PACO-BHPS  
*Quelle:* Eigene Berechnungen

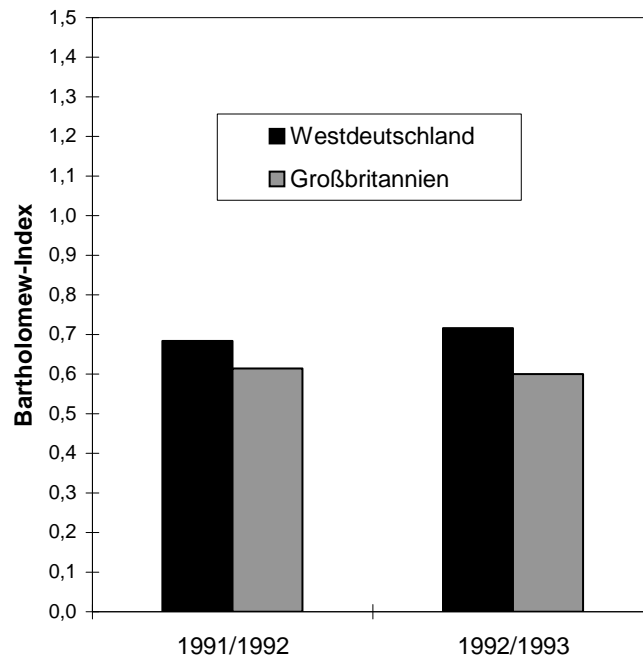


**Abbildung 6: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens gemessen am Bartholomew-Index für die Übergänge 1991-1992 und 1992-1993 im Vergleich zwischen Westdeutschland und Großbritannien**



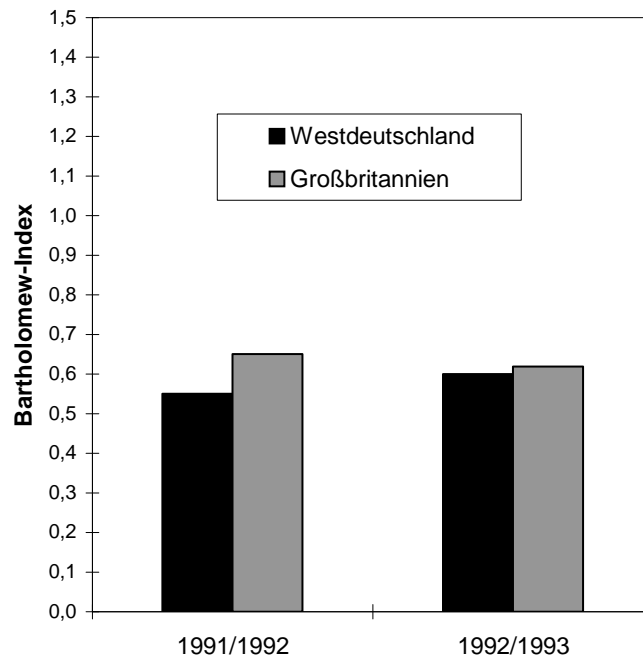
*Datenbasis:* SOEP, PACO-BHPS  
*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Abbildung 7: Die Mobilität des Bruttoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für die Übergänge 1991-1992 und 1992-1993 im Vergleich zwischen Westdeutschland und Großbritannien**



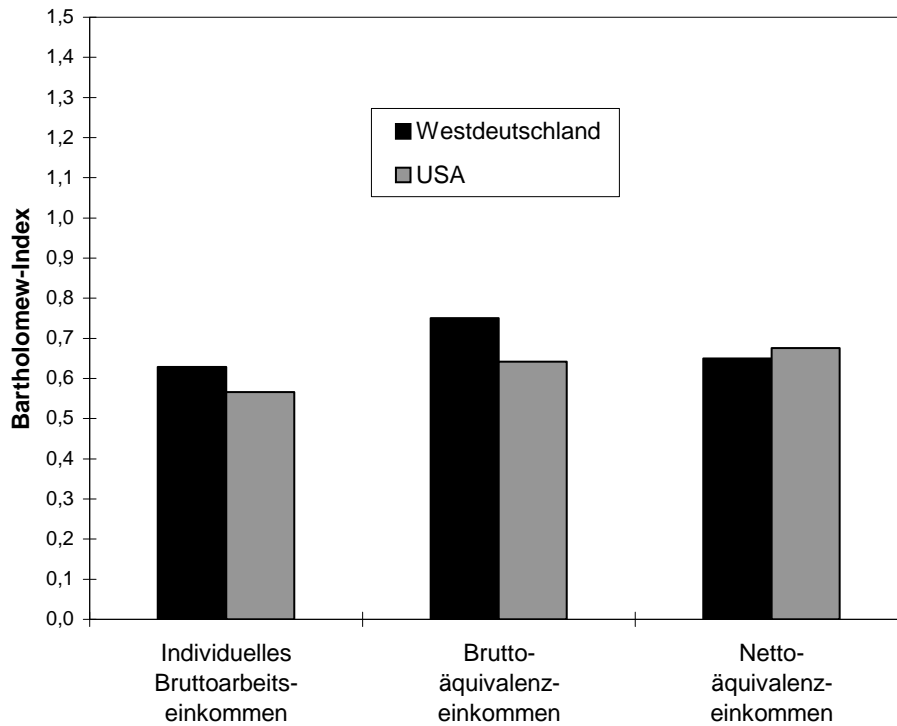
*Datenbasis:* SOEP, PACO-BHPS  
*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Abbildung 8: Die Mobilität des Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für die Übergänge 1991-1992 und 1992-1993 im Vergleich zwischen Westdeutschland und Großbritannien**



*Datenbasis:* SOEP, PACO-BHPS  
*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Abbildung 9: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitseinkommens, des Brutto- und Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für Einjahresübergänge im Vergleich zwischen Westdeutschland und den USA**

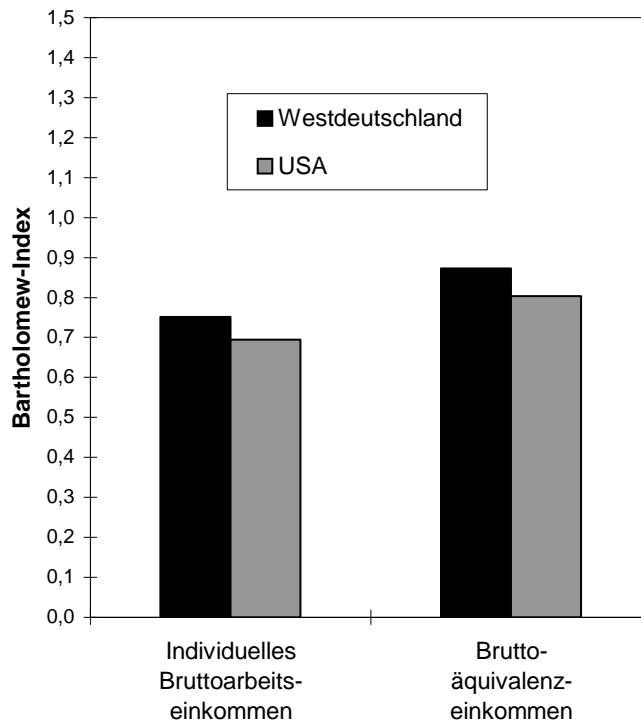


*Bemerkung:* Beim individuellen Bruttoarbeitseinkommen und beim Bruttoäquivalenzeinkommen beziehen sich die Einjahresübergänge auf 1990-1991, beim Nettoäquivalenzeinkommen bezieht sich der Einjahresübergang in Deutschland ebenfalls auf 1990-1991, in den USA jedoch auf 1989-90.

*Datenbasis:* SOEP, PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994, PSID

*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Abbildung 10: Die Mobilität des individuellen Bruttoarbeitsinkommens und des Bruttoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für Zweijahresübergänge im Vergleich zwischen Westdeutschland und den USA**

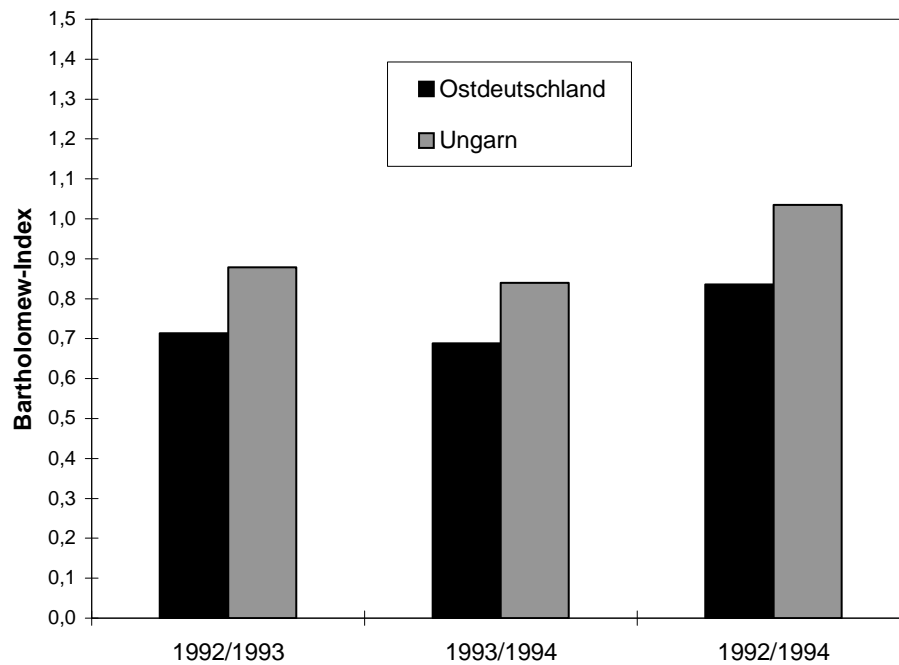


*Bemerkung:* Die Zweijahresübergänge beziehen sich in den USA auf 1989-1991 und in Deutschland auf 1991-1993. Für das Nettoäquivalenzeinkommen sind keine Zweijahresübergänge abgebildet, da diese für die USA nicht vorliegen.

*Datenbasis:* SOEP, PSID-GSOEP Equivalent File 1980-1994, PSID

*Quelle:* Eigene Berechnungen

**Abbildung 11: Die Mobilität des Nettoäquivalenzeinkommens gemessen am Bartholomew-Index für die Übergänge 1992-1993, 1993-1994 und 1992-1994 im Vergleich zwischen Ostdeutschland und Ungarn**



*Datenbasis:* SOEP, PACO-HHPS  
*Quelle:* Eigene Berechnungen