

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Hendrik Jürges

Einkommen und berufliche Situation von  
Doppelterdienern nach Umzügen

31. Jg./1998

**2**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104  
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de); (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de); (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de); Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Einkommen und berufliche Situation von Doppelverdienern nach Umzügen

Hendrik Jürges, Dortmund\*

Nutzentheoretische Ansätze zur Erklärung von Migrationsentscheidungen basieren auf der Überlegung, daß Umzüge vor allem dann erfolgen, wenn sich die potentiellen Migranten davon eine Verbesserung ihres Einkommens, ihrer beruflichen Zukunft oder ihrer sozialen Position versprechen. Empirische Untersuchungen belegen seit langem, daß sich diese Erwartungen erfüllen. Bei Umzügen von Doppelverdiener-Haushalten müssen derartige Ergebnisse in ihrer Gültigkeit aber eingeschränkt werden, da sich die Migrationserfahrungen von Männern und Frauen deutlich unterscheiden. US-Studien zu den beruflichen Folgen der Migration von Familien kommen zu dem Ergebnis, daß Männer in der Regel von Umzügen profitieren, während Frauen nach Umzügen seltener erwerbstätig sind und geringere Einkommen erzielen. Der Grund hierfür ist nach Auffassung vieler Autoren in einer untergeordneten Stellung von Frauen bei familialen Migrationsentscheidungen zu suchen. Die vorliegende Arbeit zeigt anhand der Analyse von Daten des Sozio-ökonomischen Panels aus den Jahren 1984 bis 1996, daß diese Aussagen für Westdeutschland im allgemeinen bestätigt werden. Allerdings müssen die Migrationsfolgen für westdeutsche Frauen differenzierter betrachtet werden. Während sich die Einkommenseinbußen als relativ stark und auch hartnäckig erweisen, zeigen sich hinsichtlich der subjektiven Beurteilung einer Reihe von qualitativen Merkmalen des Arbeitsplatzes kaum Verschlechterungen gegenüber Frauen, die nicht umgezogen sind. In Ostdeutschland stellen sich neben den qualitativen Veränderungen auch die finanziellen Wanderungsfolgen für Frauen als wenig schwerwiegend dar.

## Gliederung

- 1 Einleitung
  - 2 Datenbasis
  - 3 Einkommensentwicklung
    - 3.1 Absolute Veränderungen
    - 3.2 Relative Veränderungen
  - 4 Sonstige berufliche Folgen
  - 5 Fazit
- Literatur

## 1 Einleitung

Basierend auf britischen Zensusdaten aus den Jahren 1871 und 1881 formulierte Ravenstein (1972a, 1972b) schon Ende des vergangenen Jahrhunderts seine berühmten „Gesetze der Wanderung“. Diese Studie stellt die erste empirische Untersuchung im Bereich der Migrationsforschung dar und gilt bis heute als „Ausgangspunkt zur Arbeit über Wanderungstheorie“ (Lee 1972:115).<sup>1</sup> Als Auslöser für die von ihm nachgewiesenen Migrationsströme nennt Ravenstein an erster Stelle wirtschaftliche Gründe: „...der Ruf nach Arbeitskräften in unseren Industrie- und Handelszentren [ist] die primäre Ursache jener Wanderungsströmungen...“ (1972a:51). Diesem Ruf kommen nach Ravensteins Auffassung die Motive der Wanderer entgegen, nämlich das „Verlangen..., sich selbst in materieller Hinsicht zu verbessern“ (1972b:83). Moderne,

nutzentheoretische Ansätze zur Erklärung von Migration, oder besser: Migrationsentscheidungen, basieren ebenfalls auf der im Grunde schon von Ravenstein aufgestellten Hypothese, daß Umzüge vor allem dann erfolgen, wenn sich die potentiellen Migranten davon eine Verbesserung ihres Einkommens, ihrer beruflichen Zukunft oder ihrer sozialen Position versprechen (Sjaastad 1962). Empirische Untersuchungen belegen seit langem, daß sich diese Erwartungen oftmals erfüllen (Blau/ Duncan 1967; Lansing/ Mueller 1967).

Bei Umzügen ganzer Familien müssen diese Ergebnisse in ihrer Gültigkeit eingeschränkt werden. Es hat sich gezeigt, daß sich die Migrationserfahrungen von Männern und Frauen deutlich unterscheiden. Während die Aussage, geographische Mobilität führe in der Regel auch zu sozialer Aufwärtsmobilität, auf Männer meistens zutrifft, kann dies für Frauen nicht behauptet werden. Vielmehr konnte festgestellt werden, daß Frauen nach einem Familienumzug seltener erwerbstätig sind und weniger Einkommen haben als Frauen, deren Familien nicht umziehen (Duncan/ Perrucci 1976; Lichter 1983; Spitze 1984; Maxwell 1988; Morrison/ Lichter 1988). Derartige Ergebnisse sind mit dem mikroökonomischen Standardmodell familialer Wanderungsentscheidungen durchaus vereinbar (Mincer 1978). Demnach ziehen Familien dann um, wenn die Summe der Migrationsgewinne aller Familienmitglieder die Summe der Verluste aller Familienmitglieder überwiegt. Geht man nun vom einfachen Fall eines Zweipersonenhaushalts (Mann und Frau) aus, so ist die Entscheidung für oder gegen einen Umzug unproblematisch, wenn beide Partner positive bzw. negative Nettogewinne aus einem Umzug erwarten bzw. wenn der Gewinn oder Verlust eines Partners vernachlässigbar klein ist. Dies wird häufiger in Familien mit nur einem erwerbstätigen Partner der Fall sein. Überwiegen aber bei einem der Partner die Migrationskosten und beim anderen Partner der Nutzen deutlich, wie es bei Doppelverdiener-Haushalten möglich ist, so ergeben sich (unter der Annahme der Nutzenmaximierung) zwei Möglichkeiten:

- Der erwartete Migrationsgewinn eines potentiellen Migranten ist größer als der erwartete Verlust seines Partners,

\* Hendrik Jürges ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl Volkswirtschaftslehre (Finanzwissenschaft) der Universität Dortmund und Mitglied des DFG-Graduiertenkollegs „Allokationstheorie, Wirtschaftspolitik und kollektive Entscheidungen“ der Universitäten Bochum und Dortmund. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Ich danke der Deutschen Forschungsgemeinschaft für ihre finanzielle Unterstützung.

<sup>1</sup> Insbesondere Ravensteins Aussagen über den Einfluß von Distanz und Größe von Orten auf die zwischen diesen Orten stattfindenden Wanderungen haben in Form der sogenannten Gravitationsmodelle die Theoriebildung nachhaltig beeinflusst

und die Familie wird sich für einen Umzug entscheiden. Den Partner, der durch den Umzug einen Nettoverlust erwartet und trotzdem umzieht, bezeichnet Mincer (1978) als „tied mover“, da sein Umzug an den des Partners gebunden ist.

- Die Familie entscheidet sich gegen einen Umzug, da der Verlust des einen Partners in diesem Fall größer wäre als der erwartete Gewinn des potentiellen Migranten. Der Partner, der entgegen seinem persönlichen Nutzenkalkül am Wohnort verbleibt, wird von Mincer als „tied stayer“ bezeichnet.

Die oben genannten empirischen Befunde sprechen dafür, daß in den meisten Fällen Frauen „tied mover“ und „tied stayer“ sind. Bislang liegen derartige Studien hauptsächlich für die USA vor. Ziel dieses Beitrags ist es daher, die tatsächlichen Folgen familialer Wanderungen von Doppelverdiener-Haushalten für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland zu untersuchen. Dabei wird nicht nur auf die Entwicklung der Realeinkommen von Männern und Frauen nach Umzügen, sondern auch auf eine Reihe anderer beruflicher Folgen der Migration, wie veränderte Aufstiegschancen, Arbeitszeit oder die Verwertung beruflicher Kenntnisse, eingegangen.

## 2 Datenbasis

Das der vorliegenden Untersuchung zugrundeliegende Datenmaterial entstammt den ersten 13 Erhebungswellen des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP), die den Zeitraum 1984 bis 1996 umfassen. Die Daten werden zunächst in 12 Berichtsperioden unterteilt. Eine Berichtsperiode reicht jeweils von der Befragung im Jahr  $t$  bis zur Befragung im Jahr  $t+1$ .<sup>2</sup> Die in den Regressionsanalysen verwendeten Variablen stammen teilweise aus der Befragung zu Beginn einer Berichtsperiode (Bildungs- und Berufsjahre), teilweise vom Ende der Berichtsperiode (Angaben über Stellenwechsel und Umzüge), und einige Variable werden aus der Kombination von Angaben zu beiden Zeitpunkten gewonnen (Veränderung des Einkommens bzw. der Arbeitszeit).

Aus der Gesamtheit aller befragten Haushalte werden diejenigen Haushalte entfernt,

- bei welchen nicht sowohl der Haushaltsvorstand als auch der Partner des Haushaltsvorstands erwerbstätig sind, d.h. die keine Doppelverdienerhaushalte sind, und
- für die nicht für mindestens zwei aufeinanderfolgende Jahre Daten vorliegen.

Insgesamt enthält die verwendete Stichprobe 19464 Beobachtungen, darunter befinden sich 100 Beobachtungen von Haushalten, die während einer Berichtsperiode aus beruflichen Gründen umgezogen sind. Beruflich bedingte Umzüge stellen also, wie etwa Geburten oder Ehescheidungen, im SOEP relativ seltene Ereignisse dar. Tabelle 1 enthält eine Beschreibung der Stichprobe, differenziert nach Migrationsstatus und Stichprobenzugehörigkeit.

In Westdeutschland erweisen sich beruflich bedingte Umzüge als stark alters- und bildungsselektiv.<sup>3</sup> Die (erwachsenen) Mitglieder des durchschnittlichen Migrantenhaushalts sind

<sup>2</sup> Bei einer Untersuchung langfristiger Wanderungsfolgen wurden die Berichtsperioden entsprechend verlängert, im äußersten Fall bis zur Befragung im Jahr  $t+6$ .

<sup>3</sup> Eine detaillierte Analyse der Determinanten familialer Migrationsentscheidungen im SOEP findet sich bei Jürges (1998).

<sup>4</sup> Das Haushaltseinkommen, wie es im SOEP durch die Angabe im Haushaltsfragebogen gemessen wird, stimmt nicht zwangsläufig mit der Summe der Einkommen von Mann und Frau überein.

**Tabelle 1: Beschreibung der verwendeten Stichprobe\***  
(Mittelwerte)

Merkmal	West		Ost	
	Nicht-Migranten	Migranten	Nicht-Migranten	Migranten
Alter Mann	41,9	36,2	41,1	41,7
Alter Frau	38,8	33,7	38,5	38,4
Bildungsjahre Mann	10,9	12,1	12,4	13,4
Bildungsjahre Frau	10,4	11,0	12,1	13,3
Arbeitszeit Mann	39,2	40,2	40,2	39,7
Arbeitszeit Frau	30,6	34,1	36,7	38,1
Nettoeinkommen Mann	2777	2941	1653	2365
Nettoeinkommen Frau	1359	1608	1253	1286
Haushaltseinkommen in $t$	4408	4456	2988	3208
Haushaltseinkommen in $t+1$	4397	4319	3054	4245
N	15747	79	3617	21

\* Arbeitszeit in Stunden/Woche; Einkommensdaten in Preisen von 1991; Nettoeinkommen des Mannes und der Frau aus Personenfragebögen; Haushaltseinkommen aus Haushaltsfragebogen.

fünf bis sechs Jahre jünger und weisen etwa ein Bildungsjahr mehr auf als Mitglieder der Haushalte, die nicht umgezogen sind. Die Bildungsselektivität von Wanderungen findet sich auch in der ostdeutschen Stichprobe, erstaunlicherweise sind aber die Mitglieder von Migrantenhaushalten im Schnitt genauso alt wie andere Personen. Ostdeutsche Frauen arbeiten im Schnitt vier bzw. sechs Stunden pro Woche länger als westdeutsche, verdienen aber deutlich weniger. Ostdeutsche Männer weisen bei gleicher Arbeitszeit wie westdeutsche ebenfalls geringere Einkommen auf. Bezogen auf die Einkommensangaben der Befragten, haben Migranten (abgesehen von ostdeutschen Frauen) etwas höhere Einkommen als Nicht-Migranten. Die mittlere Anzahl der Bildungsjahre liegt in Ostdeutschland um über ein Jahr über derjenigen in Westdeutschland. Dies ist Folge der zugrundeliegenden Berechnungsmethode, bei der folgende Zuordnung von Bildungsjahren zu Ausbildungsabschlüssen gewählt wurde: ohne Schulabschluß 7 Jahre; Hauptschulabschluß 8 Jahre; Real-schulabschluß 10 Jahre; Fachhochschulreife 12 Jahre; Abitur 13 Jahre; für sonstige Schulabschlüsse wurden 10 Jahre angerechnet. Hinzu kommen bei abgeschlossener Lehre 1,5 Jahre, bei Berufsfachschulabschluß 2 Jahre, bei Fachhochschulabschluß 3 Jahre und bei Hochschulabschluß 5 Jahre; sonstigen beruflichen Bildungsabschlüssen wurden 2 Jahre zugeordnet. Diese Zuordnung von Bildungsjahren zu Bildungsabschlüssen ist für DDR-Abschlüsse problematisch. Es wird hier dennoch mit der westdeutschen Klassifikation gearbeitet, wobei angenommen wird, daß sich für die Regressionsrechnungen nur Niveaushiftungen ergeben, die in bezug auf das Untersuchungsziel dieser Studie irrelevant sind.

## 3 Einkommensentwicklung

Da im folgenden nur die geschlechtsspezifische Entwicklung persönlicher Einkommen betrachtet wird, soll hier kurz auf die Entwicklung des Haushaltseinkommens nach Umzügen eingegangen werden.<sup>4</sup> Offenbar ist in Westdeutschland zumindest in der kurzfristigen finanziellen Sicht ein gemeinsamer Umzug aus der Perspektive des gesamten Haushalts oftmals nicht lohnend, da das mittlere preisbereinigte Nettohaushaltseinkommen von Migranten um über 100 DM sinkt, während es für Nicht-Migranten in etwa konstant bleibt (vgl. Tabelle 1). Insgesamt werden bei über der Hälfte aller umgezogenen Haushalte (58,7 Prozent) die Einkommensverluste

von den Einkommensgewinnen nicht kompensiert. Dagegen vermindert sich das Einkommen bei ostdeutschen Migranten-Haushalten nur in 23,8 Prozent der Fälle. Dem entspricht auch der vergleichsweise große Anstieg des mittleren Einkommens ostdeutscher Migranten-Haushalte (etwa 1000 DM).

Für die theoretischen Überlegungen Mincers erweisen sich die Ergebnisse für die westdeutsche Stichprobe als problematisch. Daß unmittelbar nach einem Umzug so viele Haushalte ein vermindertes Haushaltsnettoeinkommen berichten, muß entweder mit dem Hinweis auf eine „positivere“ langfristige Einkommensentwicklung oder unter Rückgriff auf nicht-monetäre Aspekte erklärt werden. In der Literatur wird zwar immer wieder betont, Migration sei nicht allein auf ökonomische Motive zurückzuführen, doch befassen sich die meisten auf Individualdaten beruhenden Studien nur mit der Entwicklung der Erwerbseinkommen bzw. Löhne als wichtigster Migrationsfolge (z.B. Polachek/ Horvath 1977; Antel 1980; DaVanzo/ Hosek 1981; Lichter 1983; Spitze 1984).

Auf individueller Ebene können Einkommens- und Lohnzuwächse durch Migration u.a. auf Marktunvollkommenheiten in regionaler Hinsicht zurückgeführt werden. Migration ist dann einfach nur ein Arbitragegeschäft, bei dem mobile Personen derartige Unvollkommenheiten ausnutzen können. Langfristig muß dies einen Ausgleich der regionalen Lohnunterschiede bewirken, so daß sich anfängliche Migrationsgewinne nach einer gewissen Zeit verringern. Gleichzeitig muß die Entlastung eines Arbeitsmarkts mit Arbeitskräfteüberhang durch Abwanderung zu einer Erhöhung der durchschnittlichen Einkommen in der Ursprungsregion führen, so daß sich die Einkommen von Migranten und Nicht-Migranten auf lange Sicht angleichen.

Antel (1980) liefert eine alternative Erklärung für den Einkommenszuwachs von Migranten. Er geht davon aus, daß die Produktivität von Erwerbstätigen nicht in allen Jobs gleich ist, d.h. es gibt für dieselben Personen gute und schlechte Job-matches mit relativ hohen bzw. relativ niedrigen Löhnen. Stellenwechsel finden statt, weil Erwerbstätige auf der Suche nach besseren Matches (mit höherer Produktivität ihrer Ressourcen) sind. Migration ist dann nur ein eher zufälliges Nebenprodukt dieser Suche, nämlich wenn Stellenwechsel einen Umzug erfordern. Da in diesem Modell keine regionalen Lohnunterschiede angenommen werden, bleibt der Produktivitätszuwachs langfristig bestehen, d.h. Migranten verschieben ihr gesamtes Lohnprofil nach oben.

Die Untersuchung der Einkommensmobilität von Migranten soll häufig den Nachweis erbringen, daß die Möglichkeit von Einkommensverbesserungen einen Anreiz zur Migration darstellt. Mit anderen Worten: es soll von den nach einem Umzug gemessenen Einkommensveränderungen auf die Erwartungen der Migranten hinsichtlich dieser Veränderung geschlossen werden, um so mikroökonomische Migrationsmodelle empirisch zu prüfen. Die empirische Schätzung der returns to migration ist jedoch mit einem zumindest theoretisch bedeutsamen Problem behaftet, das unter den Bezeichnungen selectivity bias oder sample selection bias Eingang in die Literatur gefunden hat und hier kurz skizziert wird (vgl. DaVanzo/ Hosek 1981): Die Einkommensfolgen der Migration

werden in der Regel durch einen Vergleich entweder absoluter oder relativer Einkommensveränderungen von Migranten und Nicht-Migranten (bei statistischer Kontrolle einer Reihe soziodemographischer Merkmale) untersucht. Das Problem besteht nun darin, daß Migranten eine selektive Stichprobe der befragten Personen darstellen, die sich von Nicht-Migranten nicht nur im Hinblick auf die beobachteten (und kontrollierten), sondern auch durch unbeobachtete Merkmale unterscheiden. Für die empirische Prüfung von Migrationstheorien, die auf der Annahme der Nutzenmaximierung beruhen, sind zwei nicht beobachtbare Merkmale von besonderer Bedeutung:

- die Einkommen, die Migranten erzielt hätten, wenn sie nicht umgezogen wären
- die Einkommen, die Nicht-Migranten im Falle eines Umzugs erzielt hätten.

Ergibt sich nun durch eine herkömmliche Schätzung ein positiver Effekt der Migration auf die Einkommensentwicklung, so lautet der Schluß zwangsläufig, daß Nicht-Migranten nach einem Umzug ähnlich hohe Migrationsgewinne erzielt hätten. Dann wäre es aber auch für Nicht-Migranten lohnend oder „rational“ gewesen umzuziehen, worauf sich die Frage anschließt, warum sie es unter diesen Umständen nicht getan haben. Der Grund ist, daß ohne Berücksichtigung der Selektionsverzerrung die potentiellen „gains to migration“ für Nicht-Migranten möglicherweise überschätzt werden, da nicht beobachtbare Merkmale von Migranten und Nicht-Migranten jeweils durch beobachtbare Merkmale der anderen Gruppe geschätzt werden. Strenggenommen müßte bei der Schätzung der Einkommensveränderung von Frauen sogar eine doppelte Selektionsverzerrung korrigiert werden, denn die Erwerbstätigkeit von Frauen unterliegt an sich schon einem selektiven Prozeß. Entscheidend ist nun, wie schwerwiegend das Problem des selectivity bias in der empirischen Praxis ist und wie es umgangen werden kann. Zur Kontrolle des selectivity bias wird im Rahmen der Migrationforschung ein Two-Regime-Modell vorgeschlagen (Nakosteen/ Zimmer 1980; DaVanzo/ Hosek 1981), das auf dem von Heckman (1979) entwickelten Korrekturverfahren basiert. Das Two-Regime-Modell weist jedoch im Vergleich zu OLS-Modellen ohne Selektionskorrektur nur geringe Unterschiede in den Ergebnissen auf und ist zudem wenig robust gegen Veränderungen in der Spezifikation der Regressionsgleichungen. Aufgrund der geringen Ergiebigkeit wird in den folgenden Analysen der Einkommensveränderung durch Migration auf eine Korrektur des selectivity bias verzichtet.

Die Schätzung der kurzfristigen Einkommensveränderung erfolgt durch ein lineares Panel-Modell mit *festen* Effekten<sup>5</sup>

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + u_{it}; \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T,$$

wobei  $y_{it}$  die absolute oder relative Einkommensveränderung von Individuum  $i$  zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $t+1$  und  $\alpha_i$  einen zeitunabhängigen, individualspezifischen Effekt darstellt.  $X_{it}$  enthält die individuellen Merkmale des Individuums  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\beta$  enthält die zugehörigen Regressionskoeffizienten, und  $u_{it}$  ist eine zufällige Störgröße.

Ein potentielles Problem bei der Schätzung von Einkommensveränderungen besteht in der Heteroskedastizität der Regressionsresiduen. Es ist unmittelbar einsichtig, daß die Einkommensvarianz der Gruppe gut ausgebildeter oder älterer Personen größer ist als die Einkommensvarianz schlecht ausgebildeter oder jüngerer Personen. Deshalb ist nicht un-

<sup>5</sup> Alle Regressionsmodelle wurden auch als Modelle mit zufälligen Effekten spezifiziert. Dabei zeigt sich jedoch, daß die Nullhypothese (von den Regressoren) unabhängiger individueller Effekte durch den Hausman-Test durchgehend abgelehnt wird. Random-Effects-Schätzer sind in diesem Fall nicht konsistent (vgl. Greene 1993). Die Ergebnisse dieser Berechnungen werden deshalb im folgenden nicht berichtet.

wahrscheinlich, daß auch die Veränderung des Einkommens zwischen zwei Zeitpunkten einer von der Anzahl der Bildungsjahre oder der Anzahl der Berufsjahre abhängigen Varianz unterliegt. Im linearen Regressionsmodell führt dies zu verzerrten Schätzern für den Standardfehler der Regressionskoeffizienten. Im folgenden werden deshalb die auf White (1980) zurückgehenden, konsistenten Schätzer für die Standardfehler berechnet.

Inhaltlich kann die Einkommensmobilität von Personen zwischen zwei Zeitpunkten als Funktion zweier Gruppen von Faktoren verstanden werden. Die erste Gruppe umfaßt die Humankapitalausstattung. So weisen Personen mit hohem Bildungsniveau steilere Einkommensprofile auf als Personen mit niedrigem Bildungsniveau. Typische Einkommensprofile verlaufen außerdem nicht linear. Die Einkommen steigen zwar in Abhängigkeit von der Zeit (d.h. mit wachsender Berufserfahrung), jedoch mit abnehmenden Zuwachsraten. Das höchste erzielte Einkommen wird in der Regel gegen Ende des Erwerbslebens erreicht.

Die zweite Gruppe von Faktoren besteht aus Ereignissen, die zwischen den Erhebungszeitpunkten stattgefunden haben. Im folgenden werden drei solcher Ereignisse berücksichtigt: Umzüge, Stellenwechsel und Änderungen der Arbeitszeit. Dabei müssen Umzüge aufgrund der Datenlage noch danach unterschieden werden, ob gleichzeitig ein Stellenwechsel stattgefunden hat oder nicht. Obwohl der Hauptgrund aller hier untersuchten Umzüge nach Auskunft der Befragten beruflich war, hat während der relevanten Berichtsperiode ca. ein Viertel der Männer und ein Drittel der Frauen nicht die Arbeitsstelle gewechselt. Die Erklärung, daß es sich dabei entweder um verzögerte Anpassungen an einen vor dem Berichtszeitraum stattgefundenen Stellenwechsel oder um vorgezogene Umzüge im Rahmen eines noch ausstehenden Stellenwechsels handelt, kann nur teilweise befriedigen und hält in den meisten Fällen einer Überprüfung nicht stand. Dies ist ein Problem, das wohl auf die im SOEP unvermeidlichen Unschärfen der Operationalisierung von Migration zurückgeführt werden muß.<sup>6</sup>

Um den tatsächlichen Einfluß regionaler Mobilität auf die Einkommensentwicklung Erwerbstätiger beurteilen zu können, dürfen Migranten strenggenommen nicht mit allen Nicht-Migranten verglichen werden. Vielmehr sollte der Vergleich mit denjenigen Nicht-Migranten erfolgen, die am Wohnort die Arbeitsstelle gewechselt haben. Erst so wird es möglich zu ermitteln, ob die Einkommensgewinne von Migranten das übersteigen, was im Rahmen allgemeiner beruflicher Mobilität möglich ist. Deshalb wird in Tabelle 2 auch folgende asymptotisch normalverteilte Teststatistik für die

<sup>6</sup> Die empirische Unterscheidung von Migration und residentieller Mobilität erfolgt meist entweder durch das Kriterium der Umzugsdistanz oder durch das Kriterium des Grenzübertretts. Beide Vorgehensweisen erwiesen sich mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels als nicht praktikabel, da Informationen über die Umzugsdistanz der befragten Haushalte gar nicht zur Verfügung standen und aus datenschutzrechtlichen Gründen als zu grobes Regionalmerkmal nur das Bundesland des Hauptwohnsitzes bekannt war. Als alternative Vorgehensweise bot sich nur an, zwischen Migration und residentieller Mobilität anhand des *Wanderungsmotivs* zu unterscheiden, da nach dem Hauptgrund für den letzten Wohnungswechsel eines Haushalts im SOEP regelmäßig gefragt wird.

<sup>7</sup> Querschnittanalysen zeigen jedenfalls, daß das beobachtbare Erwerbseinkommen von Frauen eine Unterschätzung darstellt, da potentiell besser verdienende Frauen relativ seltener erwerbstätig sind (Diekmann et al 1993). Im SOEP haben Frauen, die nach dem Umzug die Erwerbstätigkeit aufgeben, allerdings ein (wenn auch nicht signifikant) niedrigeres Einkommen als durchgehend erwerbstätige Frauen.

<sup>8</sup> Die für die Bewertung von Migrationsfolgen für Frauen wichtige Frage, in welche Richtung die Selektionsverzerrung wirkt, ist nur mit deutlich größeren Fallzahlen von Migrantinnen zu beantworten.

Differenz zwischen den Effekten eines von einem Umzug begleiteten Stellenwechsels und eines Stellenwechsels vor Ort angeben:

$$\tilde{t} = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}}}$$

wobei  $\beta_1$  und  $\beta_2$  den geschätzten Effekten,  $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$  und  $\sigma_{12}$  der Varianz bzw. Kovarianz der Schätzer entsprechen.

### 3.1 Absolute Veränderungen

Tabelle 2 enthält die geschätzten Fixed-Effects-Regressionsgleichungen der preisbereinigten Steigerung des Nettomonatseinkommens der Befragten zum Ende der Berichtsperiode nach Geschlecht und Stichprobenzugehörigkeit. Ausgewählt wurden nur Personen, die zu beiden Zeitpunkten erwerbstätig waren. Gerade bei der Schätzung der Einkommensmobilität von Frauen ist dieses Vorgehen nicht unumstritten, da die Erwerbsbeteiligung – wie schon angesprochen – Ergebnis eines Selektionsprozesses ist. Lichter (1983) vermutet etwa, daß der Ausschluß von Frauen, die nach dem Umzug die Erwerbstätigkeit aufgeben, zu einer Unterschätzung eventueller Einkommensverluste von Migrantinnen führen kann. Dies gilt dann, wenn nur Frauen, die relativ gut bezahlte Stellen bekommen haben, nach dem Umzug arbeiten, während sich die anderen Frauen entmutigt vom Arbeitsmarkt zurückziehen. Man könnte aber auch umgekehrt argumentieren, daß Frauen mit höherer Einkommenskapazität nach Umzügen häufiger aufhören zu arbeiten, weil ihre Partner durchschnittlich höhere Migrationsgewinne erzielen. Dies würde zu einer Überschätzung der Migrationsverluste führen.<sup>7</sup> Sicher ist nur, daß bei Einschluß aller Frauen, die nach dem Umzug nicht mehr arbeiten, die Verluste überschätzt werden. Insofern stellt die hier vertretene Lösung, bei der weder über Richtung noch über Ausmaß der Verzerrung gesicherte Erkenntnisse vorliegen, das geringere Übel dar.<sup>8</sup>

**Tabelle 2: Fixed Effects-Schätzer für die absolute Einkommensveränderung**  
(t-Werte in Klammern)

Variable	West		Ost	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Umzug+Stellenwechsel	399,66* (1,65)	-513,79* (-2,24)	627,93* (2,47)	154,68 (0,92)
Nur Umzug	-32,61 (-0,25)	18,07 (0,14)	312,50 (0,66)	-125,86 (-0,52)
Nur Stellenwechsel	52,29* (1,90)	83,66** (4,86)	46,21 (1,30)	72,51* (2,10)
Δ Arbeitszeit	2,20** (4,08)	3,76** (10,38)	1,61 (1,61)	3,44** (7,93)
Bildungsjahre	-21,23 (-0,34)	-41,24* (-2,43)	12,25 (0,07)	-136,16* (-2,42)
Berufsjahre	-6,69** (-3,08)	-5,03** (-4,12)	-30,89** (-4,84)	-38,44** (-7,26)
R <sup>2</sup>	0,22	0,30	0,38	0,30
$\tilde{t}$	1,42	-2,60**	2,28*	0,48

\* p<0,10; \*\* p<0,01

In allen Regressionsgleichungen der Tabelle 2 finden sich folgende erklärende Variable:

- Eine Dummy-Variable mit dem Wert 1, falls der Haushalt einer Person zwischen t und t+1 aus beruflichen Gründen um-

gezogen ist *und* falls die betreffende Person die Stellung gewechselt hat, sonst 0.

- Eine Dummy-Variable mit dem Wert 1, falls der Haushalt mit beruflichem Hauptgrund umgezogen ist, die Person aber *nicht* den Arbeitsplatz gewechselt hat, sonst 0.

- Eine Dummy-Variable mit dem Wert 1, falls eine Person nicht umgezogen ist, aber die Arbeitsstelle gewechselt hat, sonst 0. Nimmt man die drei Dummy-Variablen zusammen, so bleiben als Baseline diejenigen Personen übrig, die weder den Arbeitsplatz noch aus beruflichen Gründen den Wohnort gewechselt haben.

- Die Veränderung der monatlichen Arbeitszeit zwischen  $t$  und  $t+1$  in Stunden.<sup>9</sup>

- Bildungsjahre und Berufsjahre zu Beginn der Berichtsperiode als Kontrollvariable für die Humankapitalausstattung.<sup>10</sup>

Die Berufsjahre werden als Indikator der Berufserfahrung verwendet und durch das Alter, vermindert um die Bildungsjahre und sechs Vorschuljahre, geschätzt. Die dabei auftretende Überschätzung der Berufserfahrung von Frauen ist aller Erfahrung nach nicht maßgeblich (vgl. Diekmann et al. 1993). Die Zuordnung von Bildungsjahren zu Ausbildungsabschlüssen wurde bereits im vorangegangenen Abschnitt angesprochen.

Zunächst soll auf den Einfluß der Kontrollvariablen auf die Einkommensentwicklung eingegangen werden. Es mag verwundern, daß für die Anzahl der Bildungsjahre überhaupt ein Regressionskoeffizient angegeben wird. Wäre die Anzahl der Bildungsjahre für alle Befragten eine über den gesamten Befragungszeitraum hinweg konstante Größe, so ließe sich in einem Fixed-Effects-Modell kein vom individuellen festen Effekt unterscheidbarer Bildungseffekt messen. Einige Befragte haben jedoch während des Untersuchungszeitraums einen zusätzlichen Bildungsabschluß erworben, so daß der Koeffizient der Bildungsjahre gerade die Einkommensveränderung in Reaktion auf die Erhöhung des Bildungsniveaus um ein Ausbildungsjahr wiedergeben sollte. Die Anzahl der Bildungsjahre zeigt jedoch entgegen den Erwartungen keinen einheitlichen Einfluß auf die Einkommensentwicklung. Während bei Männern kein signifikanter Effekt erkennbar ist, *verringert* sich bei den Frauen sogar die geschätzte Einkommensentwicklung bei zunehmenden Bildungsjahren.

Die Koeffizienten der Berufsjahre als Indikator der Berufserfahrung bei Männern und Frauen haben den erwarteten negativen Koeffizienten: jedes zusätzliche Berufsjahr vermindert den geschätzten Einkommenszuwachs. In Ostdeutschland ist der geschätzte Koeffizient betragsmäßig deutlich größer als in Westdeutschland. Dies liegt möglicherweise an einer Entwertung berufsspezifischen Humankapitals durch Veränderungen in Zusammenhang mit der ökonomischen Transformation Ostdeutschland.

<sup>9</sup> Die monatliche Arbeitszeit wurde durch die Multiplikation der Wochenarbeitszeit mit 4,345 ermittelt.

<sup>10</sup> Spezifikationen, bei denen zusätzlich die quadrierten Berufsjahren als Regressoren verwendet wurden, verbesserten im Fixed-Effects-Modell die Erklärungskraft nicht.

<sup>11</sup> Von 1985 bis 1993 ist die durchschnittliche tarifliche Wochenarbeitszeit in der Bundesrepublik von 39,8 auf 38,0 Stunden gesunken.

<sup>12</sup> Allerdings wird bei westdeutschen Männern das vorgegebene Signifikanzniveau von 10% für den Unterschied zwischen den Koeffizienten verfehlt ( $t < 1,654$ ).

Pro zusätzlich gearbeiteter Stunde läßt sich ein Einkommenszuwachs von etwa zwei Mark bei Männern und etwa vier Mark bei Frauen feststellen. Eigentlich müßten die geschätzten Koeffizienten aufgrund der Konstruktion der Variablen dem durchschnittlichen Stundenlohn der jeweiligen Population entsprechen. Dies kann offensichtlich nicht der Fall sein. Es muß wohl berücksichtigt werden, daß die Einkommen in Preisen von 1991 gemessen werden. Außerdem wurden während des Untersuchungszeitraums die Arbeitszeiten z.T. mit Lohnausgleich sukzessive verringert.<sup>11</sup> Tatsächlich sinkt die durchschnittliche *monatliche* Arbeitszeit der Befragten jährlich um ca. eine Stunde, d.h. die geringen Regressionskoeffizienten geben darüber Auskunft, daß das Einkommen bei verkürzter Arbeitszeit nur wenig zurückgeht.

Über die Einkommensfolgen beruflich bedingter Migration informieren die Koeffizienten der ersten beiden Dummy-Variablen. Der Koeffizient der ersten Dummy-Variable mißt den Einkommenseffekt synchroner Wohnort- und Stellenwechsel. Hier zeigen sich deutliche Einkommenssteigerungen für Männer in Ost- und Westdeutschland und deutliche Verluste für Frauen in Westdeutschland. Bei ostdeutschen Frauen läßt sich dagegen ein schwach positiver, jedoch nicht signifikanter Effekt feststellen. Damit lassen sich die Migrationsverluste von Frauen mit erwerbstätigen Partnern zumindest für Westdeutschland auch im SOEP dokumentieren.

Betrachtet man den Einfluß von lokalen Arbeitsplatzwechseln auf die Einkommensentwicklung von Frauen und Männern in Doppelverdienerhaushalten, so wird das Ausmaß der „Bestrafung“ durch den Umzug noch deutlicher. Zwischen den geschätzten Koeffizienten der „Nur Stellenwechsel“-Variable beider Gruppen besteht nur ein geringer Unterschied, für Frauen wird sogar ein höherer Bonus für berufliche Mobilität geschätzt. Im Prinzip können aber Stellenwechsel für Frauen und Männer als gleich lohnend bezeichnet werden. Im Zusammenhang mit einem gemeinsamen Umzug führt der Wechsel des Arbeitsplatzes jedoch dazu, daß sich die Einkommensschere zwischen Frauen und Männern auf fast schon dramatische Weise öffnet. Ein Vergleich der Koeffizienten für Umzüge mit Stellenwechseln mit den Koeffizienten für lokale Stellenwechsel zeigt, daß geographisch mobile Männer höhere Einkommensgewinne erzielen können als beruflich mobile Nicht-Migranten, westdeutsche Migrantinnen dagegen niedrigere Einkommens-„Zuwächse“ als beruflich mobile Nicht-Migrantinnen.<sup>12</sup> Daß männliche Migranten im Schnitt höhere Einkommenszuwächse verzeichnen als Stellenwechsler vor Ort, überrascht jedenfalls nicht und kann auf zwei Ursachen zurückgeführt werden: Zum einen ist der Anteil an Personen, denen die Stelle gekündigt wurde oder deren befristete Arbeitsverträge ausliefen, unter Nicht-Migranten wesentlich höher als unter Migranten. Zum anderen kann auch argumentiert werden, daß Umzüge nur dann erfolgen, wenn der den Umzug verursachende Stellenwechsel im Hinblick auf die Einkommensaussichten besonders lukrativ ist. Dies gilt insbesondere, wenn im Vergleich zu einem lokalen Stellenwechsel auch noch der Einkommensverlust der Partnerin kompensiert werden muß.

Im Ost-West-Vergleich fällt auf, daß der Einkommensbonus regionaler Mobilität für Ostdeutsche höher ist als für Westdeutsche. Dies ist auch Ausdruck der Tatsache, daß ca. ein Viertel der aus beruflichen Gründen umgezogenen ostdeutschen Doppelverdiener-Haushalte nach Westdeutschland (mit dem dort allgemein höheren Lohnniveau) gezogen sind.

Die Regressionskoeffizienten der zweiten Dummy-Variable (beruflich bedingter Umzug ohne Stellenwechsel) sind für

keine der untersuchten Gruppen signifikant. Wie bereits angesprochen wurde, ist nicht vollständig klar, welchen Hintergrund derartige Umzüge haben. Offenbar sind sie jedoch im Hinblick auf die Einkommensentwicklung nicht ohne weiteres mit Umzügen gleichzusetzen, bei denen im gleichen Berichtszeitraum ein Stellenwechsel stattgefunden hat. Die Beträge der Koeffizienten sind im Westen relativ gering. Es lassen sich meist sogar umgekehrte Vorzeichen im Vergleich zu den Koeffizienten der „Umzug+Stellenwechsel“-Variable feststellen. Auf eine weiterführende Interpretation dieser Ergebnisse wird hier verzichtet.

Bis hierher konnte also festgestellt werden, daß erwerbstätige Frauen in Westdeutschland bei gemeinsamen Umzügen mit dem erwerbstätigen Partner auch im SOEP die klassischen Migrationsverliererinnen sind, jedenfalls wenn man eine isolierte und kurzfristige Betrachtung der Einkommensentwicklung vornimmt. Sandell (1977) kommt für die USA im wesentlichen zum gleichen Ergebnis, weist jedoch darauf hin, daß die geringeren Einkommen von Migrantinnen eine Folge verringerter Arbeitszeiten sein könnten. Sinkende Arbeitszeiten nach Umzügen wären dabei Ausdruck einer veränderten Arbeit-Freizeit- bzw. Arbeitsmarkt-Haushalt-Wahl von Frauen. In derartigen Fällen dürfen erwerbstätige Frauen nicht ohne weiteres als Migrationsverliererinnen bezeichnet werden. Dieser Einwand Sandells könnte berechtigt sein, da nicht nur die Partizipationsentscheidung, sondern auch die Arbeitszeitentscheidung von Frauen durch Migration verändert werden dürfte. Tatsächlich arbeiten Frauen, die nach einem gemeinsamen Umzug die Stelle wechseln, durchschnittlich etwa vier Stunden (West) bzw. 30 Stunden (Ost) pro Monat weniger als vorher. Im Gegensatz dazu verringert sich die durchschnittliche Arbeitszeit aller Frauen um weniger als eine Stunde pro Monat. Ferner stellt sich die Frage, ob die Verluste der erwerbstätigen Frauen (und die Gewinne ihrer Männer) systematisch mit bestimmten Merkmalen variieren. So stellen etwa Polachek und Horvath (1977) fest, daß die Einkommensverluste von Frauen vor allem dann hoch sind, wenn diese gut ausgebildet sind, vor dem Umzug ein relativ hohes Einkommen bezogen und Kinder hatten.

**Tabelle 3: Fixed Effects-Modelle mit Interaktionseffekten**  
(t-Werte in Klammern)

Variable	West		Ost	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Umzug+Stellenwechsel	-1954,84* (-1,71)	2929,60** (2,68)	-5971,65** (-7,39)	309,38 (0,38)
Nur Umzug	-34,17 (-0,26)	21,00 (0,16)	312,43 (0,66)	-126,11 (-0,52)
Nur Stellenwechsel	52,84* (1,92)	82,02** (4,79)	44,75 (1,26)	72,57* (2,10)
MIGCH*Δ Arbeitszeit	43,30* (2,16)	-8,44 (-0,53)	31,00** (3,03)	0,52 (0,03)
MIGCH*Bildungsjahre	122,66 (1,63)	-282,00** (-2,89)	509,82** (7,87)	-10,61 (-0,29)
MIGCH*Berufsjahre	4,03 (0,53)	-1,48 (-0,19)	-57,98** (-5,00)	0,89 (0,17)
Δ Arbeitszeit	2,16** (4,60)	3,72** (10,29)	1,65* (1,65)	3,43** (7,87)
Bildungsjahre	-25,26 (-0,71)	-41,31* (-2,43)	12,33 (0,07)	-136,09* (-2,42)
Berufsjahre	-5,97 (-0,84)	-4,89** (-4,06)	-30,57** (-4,79)	-38,41** (-7,24)
R <sup>2</sup>	0,22	0,31	0,39	0,30

\* p<0,10; \*\* p<0,01

Anhand einer vertiefenden Analyse der Einkommensveränderungen in Doppelverdienerfamilien soll nun untersucht werden, ob es sich bei dem Einkommensrückgang von Frauen weitestgehend um einen Arbeitszeiteffekt handelt. Ferner wird geprüft, welche Frauen besonders unter Einkommensverlusten leiden müssen und welche Männer hohe Einkommensgewinne erzielen können. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse einer Regressionsrechnung mit zusätzlichen Interaktionseffekten zwischen verschiedenen Merkmalen von Männern und Frauen und der Variable „Umzug+Stellenwechsel“ (MIGCH). Die Vermutung, Einkommensverluste von Frauen nach gemeinsamen Umzügen seien auf einen Rückgang der Arbeitszeit zurückzuführen, läßt sich aufgrund der Daten des SOEP nicht bestätigen. Der Interaktionseffekt von MIGCH und der Veränderung der Arbeitszeit ist weder bei ostdeutschen noch bei westdeutschen Frauen signifikant von Null verschieden. Dagegen läßt sich der Einkommensgewinn von Männern nach Umzügen teilweise durch eine Erhöhung der Arbeitszeit erklären.

Die Anzahl der Berufsjahre hat bei westdeutschen Migranten und Migrantinnen sowie ostdeutschen Migrantinnen keinen signifikanten zusätzlichen Einfluß auf die Einkommensentwicklung. Ostdeutsche Männer erfahren im Falle eines Umzugs mit Stellenwechsel um so geringere Einkommenssteigerungen, je größer die Anzahl der Berufsjahre ist. Betrachtet man den Interaktionseffekt von Umzügen mit Stellenwechseln zusammen mit der Anzahl der Bildungsjahre, dann zeigt sich für Westdeutschland, daß gerade gut ausgebildete Frauen die größten Migrationsverluste in Form verminderter Einkommenssteigerungen hinnehmen müssen. Bei ostdeutschen Frauen ist dies dagegen nicht der Fall. Für Männer lassen sich sowohl in Ost als auch in West mit der Anzahl der Ausbildungsjahre steigende Migrationsgewinne feststellen.

Die kurzfristigen Einkommenseinbußen erwerbstätiger Frauen nach einem gemeinsamen Umzug erweisen sich als recht stark. In verschiedenen Untersuchungen wurde jedoch festgestellt, daß diese Nachteile gegenüber Nicht-Migrantinnen auf lange Sicht nicht bestehen bleiben (Lichter 1983; Spitze 1984; Maxwell 1988). Zum Abschluß dieses Abschnitts sollen auch die langfristigen Einkommensfolgen beruflich bedingter Umzüge mit den Daten des SOEP analysiert werden. Die dazu verwendete Stichprobe wurde so modifiziert, daß jeder Haushalt höchstens einmal, dafür aber mit bis zu sechs Jahre andauernden Berichtsperioden, vertreten ist. Bei ostdeutschen Haushalten dauert die längste verfügbare Berichtsperiode fünf Jahre.

Tabelle 4 enthält die OLS-Regressionskoeffizienten der drei Dummy-Variablen „Umzug+ Stellenwechsel“, „Nur Umzug“ und „Nur Stellenwechsel“ für die Einkommensveränderung nach zwei, drei, vier, fünf und sechs Jahren. Über diese drei Variablen hinaus enthalten die Regressionsgleichungen die in den Gleichungen der Tabelle 1 verwendeten Kontrollvariablen, wobei die Änderung der Arbeitszeit über den entsprechenden Zeitraum berechnet wurde. Regressionskoeffizienten dieser Kontrollvariablen werden hier nicht aufgeführt. Die ausgewiesenen t-Werte wurden wie zuvor auf Basis der White-Standardfehler berechnet. Die Anzahl der verwertbaren Fälle ist von Jahr zu Jahr rückläufig, wofür Panelmortalität, item non-response, Arbeitslosigkeit, Aufgabe der Erwerbstätigkeit und Zensierungen verantwortlich gemacht werden müssen. Fünf Jahre nach einem Umzug mit Stellenwechsel liegen noch für 36 Männer und 20 Frauen (West) bzw. 6 Männer und 5 Frauen (Ost) Einkommensdaten vor. Die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse leidet natürlich insbesondere für

**Tabelle 4: Langfristige Einkommensveränderungen nach Umzügen**

(t-Werte in Klammern)

	Wellen nach Beginn der Berichtsperiode				
	Zwei	Drei	Vier	Fünf	Sechs
<i>Männer-West</i>					
-Umzug+Stellenwechsel	454,79* (2,47)	755,62* (2,11)	739,19* (1,90)	1242,00* (1,67)	1370,02* (2,15)
-Nur Umzug	-233,98 (-1,37)	-192,09 (-0,73)	188,26 (1,25)	86,73 (0,28)	521,48* (2,19)
-Nur Stellenwechsel	250,24** (2,90)	256,53* (2,21)	333,45* (2,39)	123,40 (0,68)	389,71* (2,14)
<i>Frauen-West</i>					
-Umzug+Stellenwechsel	-529,78** (-3,02)	-250,58 (-1,46)	-364,93** (-2,67)	-434,83** (-2,33)	-221,35 (-1,29)
-Nur Umzug	-194,62 (-1,29)	-244,41 (-1,23)	-192,55 (-1,42)	-240,41 (-0,68)	-283,89 (-0,93)
-Nur Stellenwechsel	112,64** (2,41)	74,17 (1,35)	77,50 (1,27)	88,80 (1,30)	116,58 (1,05)
<i>Männer-Ost</i>					
-Umzug+Stellenwechsel	208,64 (1,17)	410,25** (2,93)	413,69** (3,73)	308,53** (3,04)	-
-Nur Umzug	232,56 (1,36)	280,41 (1,06)	-56,40 (-0,09)	-122,36 (-0,27)	-
-Nur Stellenwechsel	21,67 (0,37)	25,18 (0,42)	-52,70 (-0,82)	-117,81 (-1,35)	-
<i>Frauen-Ost</i>					
-Umzug+Stellenwechsel	-141,35 (-0,72)	42,54 (0,25)	285,78 (1,49)	357,99 (1,00)	-
-Nur Umzug	-61,97 (-1,20)	-200,49** (-3,86)	80,68* (1,90)	713,41** (11,19)	-
-Nur Stellenwechsel	1,26 (0,03)	15,60 (0,37)	13,02 (0,29)	10,15 (0,18)	-

\* p<0,10; \*\* p<0,01; Alle Gleichungen enthalten zusätzlich folgende Kontrollvariable: Berufsjahre und Bildungsjahre zu Beginn der Berichtsperiode, Veränderung der monatlichen Arbeitszeit seit Beginn der Berichtsperiode

die ostdeutsche Stichprobe unter diesen Ausfällen, doch lassen die Ergebnisse in Tabelle 4 zumindest Tendenzaussagen zu.

Für die Analyse der Einkommensentwicklung von Migranten ist auch hier vor allem die erste Dummy-Variable („Umzug+Stellenwechsel“) relevant. Vergleicht man die Ergebnisse bei westdeutschen Männern und Frauen, dann finden sich auch längerfristig die Ergebnisse der kurzfristigen Betrachtung bestätigt. Die Einkommenszuwächse von männlichen Migranten gegenüber denjenigen Männern, die weder Arbeitsplatz noch Wohnort gewechselt haben, steigen mit größerem zeitlichen Abstand vom Umzug. Dies ist vermutlich Ausdruck verbesserter Aufstiegsmöglichkeiten. Die Einkommensverluste der Frauen erweisen sich zumindest bis fünf Wellen nach Beginn der Berichtsperiode, d.h. vier bis fünf Jahre nach dem Umzug, als hartnäckig. Die Vorstellung eher kurzfristiger Einkommenswirkungen muß daher abgelehnt werden. Für die ostdeutschen Männer lassen sich zwar langfristige, nicht aber steigende Einkommensvorteile aus Umzügen mit Stellenwechsel feststellen. Ostdeutsche Frauen weisen langfristig sogar Einkommenssteigerungen nach beruflich motivierten Umzügen auf. Die Unterschiede zu Frauen, die weder Stelle noch Wohnort wechseln, sind jedoch nicht signifikant, was aufgrund der niedrigen Zahl von Migrantinnen nicht verwundert.

Die Koeffizienten der restlichen beiden Dummies sollen nur kurz diskutiert werden. Zunächst einmal fällt auf, daß die Ein-

kommensentwicklung von Stellenwechslern vor Ort bei Männern und Frauen gleichförmig verläuft. Für die westdeutschen Befragten ist der langfristige Unterschied zu den Einkommen von Personen, die weder beruflich noch regional mobil sind, für Männer höher als für Frauen. In Ostdeutschland bringen reine Stellenwechsel von der Einkommensentwicklung her weder Männern noch Frauen Vorteile. Auch in der langfristigen Entwicklung wird erkennbar, daß Personen, die ohne ihren Arbeitsplatz zu wechseln aus beruflichen Gründen umgezogen sind, nicht mit „normalen“ Migranten vergleichbar sind. So verändert sich die Einkommenssituation der betreffenden Männer gegenüber den restlichen Befragten weder in eine eindeutige Richtung noch in signifikanter Weise. Bei westdeutschen Frauen ist immerhin das Vorzeichen eindeutig negativ, und die geschätzten Koeffizienten liegen in der gleichen Größenordnung.

### 3.2 Relative Veränderungen

Die obere Hälfte der Tabelle 5 gibt die Regressionskoeffizienten der Dummy-Variablen „Umzug+Stellenwechsel“, „Nur Umzug“ und „Nur Stellenwechsel“ in einem Fixed-Effects-Modell zur Schätzung *prozentualer* Einkommensveränderungen an. Die Gleichungen enthalten darüber hinaus die üblichen Kontrollvariablen, deren Koeffizienten hier aber nicht berichtet werden. Die geschätzten Koeffizienten sind so zu interpretieren, daß z.B. Männer in Westdeutschland, die mit Stellenwechsel umgezogen sind, eine um 14 Prozentpunkte höhere Einkommenssteigerung erfahren als diejenigen, die weder Wohnort noch Stelle gewechselt haben. Westdeutsche Frauen haben dagegen im Falle eines Umzugs mit einer Verminderung der Einkommenssteigerung um 12 Prozentpunkte zu rechnen. Qualitativ gesehen ergibt sich für prozentuale Einkommensveränderungen das gleiche Bild wie bei absoluten Veränderungen: Männer sind sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland Migrationsgewinner, Frauen in Westdeutschland dagegen Migrationsverliererinnen. Die statistische Signifikanz der Ergebnisse ist allerdings bei der „Umzug+Stellenwechsel“-Variable durchgehend niedriger und verfehlt bei westdeutschen Frauen ein Niveau von 10 Prozent.

**Tabelle 5: Fixed Effects-Schätzer für die relative Einkommensveränderung**

(t-Werte in Klammern)

Variable	West		Ost	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
<i>Modell ohne Interaktionseffekte</i>				
Umzug+Stellenwechsel	13,98* (1,76)	-11,82 (-1,57)	44,78* (2,08)	17,38 (0,82)
Nur Umzug	2,17 (0,50)	-4,63 (-0,65)	20,86 (0,80)	-18,81 (-0,75)
Nur Stellenwechsel	5,64** (3,58)	14,27** (6,20)	6,41* (2,56)	12,49* (2,54)
<i>Modell mit Interaktionseffekten</i>				
MIGCH*Δ Arbeitszeit	1,65* (2,08)	-0,23 (-0,30)	2,17** (3,66)	0,80 (1,07)
MIGCH*Bildungsjahre	4,26* (1,87)	-4,27* (-2,21)	33,67** (4,59)	-1,96 (-0,61)
MIGCH*Berufsjahre	0,17 (0,70)	0,22 (0,84)	-5,39** (-6,29)	1,47 (0,61)

\* p<0,10; \*\* p<0,01

In der unteren Hälfte von Tabelle 5 sind die Koeffizienten der Interaktionseffekte zwischen Umzügen/Stellenwechseln und verschiedenen Kontrollvariablen aufgeführt. Auch hier lassen sich gegenüber der Schätzung absoluter Einkommensveränderungen keine wesentlichen Unterschiede erkennen: Gut ausgebildete Männer profitieren durchschnittlich mehr von Umzügen, während gut ausgebildete Frauen in Westdeutschland besonders stark unter negativen Umzugsfolgen leiden. Außerdem läßt sich der Einkommenszuwachs von Männern teilweise als Folge einer Arbeitszeiterhöhung erklären.

#### 4 Sonstige berufliche Folgen

In diesem Abschnitt zu den beruflichen Folgen von Wanderungen wird die Veränderung von qualitativen Tätigkeitsmerkmalen nach Umzügen untersucht. Dies stellt zu anderen Studien, die sich im allgemeinen nur auf Einkommensveränderungen stützen konnten, eine sinnvolle Ergänzung dar.<sup>13</sup> Dabei soll geprüft werden, wie Migranten ihre neue Stelle in bezug auf eine Anzahl verschiedener qualitativer Merkmale subjektiv beurteilen. Zusätzlich erfolgt ein Vergleich der allgemeinen „Zufriedenheit mit der Arbeit“. Leider muß sich die Untersuchung auch hier auf einen Teil der Migranten beschränken, weil beruflich bedingte Umzüge nicht immer von einem Stellenwechsel begleitet waren. Die Bewertung der sonstigen beruflichen Folgen erfolgt anhand einiger Fragen zum Vergleich der neuen mit der alten Stelle. Dabei sollten die Befragten angeben, ob sie sich in bezug auf die Art der Tätigkeit, die Aufstiegsmöglichkeiten, Verwendung beruflicher Kenntnisse, die Arbeitsbelastung, die Arbeitszeit sowie den Arbeitsweg „verbessert“ oder „verschlechtert“ haben, oder ob die neue Stelle „gleichwertig“ ist. Eine explorative Untersuchung der Korrelationen der sechs Items untereinander zeigt, daß die Veränderung der Merkmale Art der Tätigkeit, Aufstiegschancen, und Verwendung beruflicher Kenntnisse bzw. die Veränderung der Merkmale Arbeitszeitregelung, Arbeitsweg und Arbeitsbelastung innerhalb der jeweiligen Gruppe von Items stärker variiert als zwischen den Gruppen (vgl. Tabelle 6).

Offenbar lassen sich die aufgeführten qualitativen Veränderungen tendenziell auf zwei voneinander unabhängige Dimensionen reduzieren. Die Items der ersten Gruppe sind im weitesten Sinne „Karrieremerkmale“ und können als mittelfristig einkommenswirksam unterstellt werden. Die zweite Gruppe repräsentiert Items, die eher der „Bequemlichkeit“ der Arbeit zuzuordnen sind.<sup>14</sup>

Tabelle 7 enthält nun die Angaben der Befragten, differenziert nach Geschlecht, Art des Stellenwechsels und Stichprobe (West/Ost). Neben den sechs bereits erwähnten Items enthält Tabelle 7 auch die Veränderung in bezug auf die Arbeitszufriedenheit. Die Befragten geben zu jedem Befragungszeitpunkt auf einer Skala von null bis zehn an, wie zufrieden sie mit ihrer Arbeit als einem von mehreren wichtigen „Bereichen des Lebens“ sind. Aus dem Vergleich der Angaben vor und nach dem Umzug bzw. Stellenwechsel wurde ermittelt, ob sich die Zufriedenheit der Befragten erhöht oder vermindert hat.

<sup>13</sup> Eine Ausnahme bilden Morrison und Lichter (1988).

<sup>14</sup> Aufgrund des ordinalen Meßniveaus der Items wurde eine Hauptkomponentenanalyse nur zur Kontrolle gerechnet. Dabei wurden nach dem Kaiser-Kriterium zwei Dimensionen extrahiert, die 31,3 und 23,4 Prozent (Männer) bzw. 32,7 und 23,0 Prozent (Frauen) der Varianz der Items erklären. Die „Karrieremerkmale“ liegen dabei jeweils auf der ersten, die „Bequemlichkeitsitems“ auf der zweiten Dimension.

**Tabelle 6: Korrelation der Veränderung qualitativer Berufsmerkmale**

(tau-b; alle Stellenwechsel)

Merkmal	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Männer</i>					
(1) Art der Tätigkeit					
(2) Aufstiegsmöglichkeiten	0,40				
(3) Verwendung beruflicher Kenntnisse	0,34	0,30			
(4) Arbeitsweg	0,05	0,04	0,04		
(5) Arbeitszeit	0,12	0,06	-0,00	0,18	
(6) Arbeitsbelastung	0,17	0,04	-0,01	0,11	0,37
<i>Frauen</i>					
(1) Art der Tätigkeit					
(2) Aufstiegsmöglichkeiten	0,42				
(3) Verwendung beruflicher Kenntnisse	0,38	0,36			
(4) Arbeitsweg	0,06	0,03	0,01		
(5) Arbeitszeit	0,12	0,04	0,02	0,16	
(6) Arbeitsbelastung	0,19	0,09	-0,01	0,13	0,33

Allgemein läßt sich feststellen, daß sich Männer bei einem Stellenwechsel am häufigsten in den Bereichen Art der Tätigkeit, Aufstiegsmöglichkeiten und Verwendung beruflicher Kenntnisse verbessert haben. Verschlechterungen mußten dagegen relativ oft im Bereich der Arbeitsbelastung und beim Arbeitsweg hingenommen werden. Diese Ergebnisse sind plausibel, wenn man annimmt, daß ein großer Teil der Stellenwechsel erfolgt, um beruflich „voranzukommen“. Außerdem ist nach einem Stellenwechsel gerade in der Einarbeitungsphase ein verstärkter Arbeitseinsatz beim neuen Arbeitgeber fast immer notwendig. Bei Frauen ist das Bild weniger einheitlich. Im Vergleich zu Männern verbessern sie sich häufiger in den Bereichen Arbeitsweg und Arbeitszeit, dafür seltener in den Bereichen Art der Tätigkeit, Aufstiegsmöglichkeiten und Verwendung beruflicher Kenntnisse. Eine Erklärung dafür könnte sein, daß sich die Stichprobe der Frauen aus zwei Gruppen zusammensetzt: Die Frauen der einen Gruppe wollen durch den Stellenwechsel ihre berufliche Karriere fördern, die anderen die Vereinbarkeit von Familie und Beruf erhöhen. Zudem sind gerade in den typischen Frauenberufen die Aufstiegsmöglichkeiten ohnehin gering, so daß sich Frauen in derartigen Berufen bei einem Arbeitsplatzwechsel kaum verbessern, aber auch nicht verschlechtern können.

Ein Vergleich zwischen ostdeutschen und westdeutschen Stellenwechslern zeigt erhebliche Unterschiede in der durch die Befragten vorgenommenen Bewertung der neuen Stelle. Hervorzuheben ist hier, daß sich insbesondere die Art der Tätigkeit und die Aufstiegsmöglichkeiten für ostdeutsche Männer und Frauen seltener verbessern. Offenbar werden die Anpassungslasten ostdeutscher Arbeitnehmer nicht nur in Form von Arbeitslosigkeit, sondern auch von den Beschäftigten in Form verminderter Karrierechancen getragen. Daher ist erstaunlich, daß die allgemeine Arbeitszufriedenheit von Männern (anders als bei Frauen) bei einem Stellenwechsel in Ost und West gleich oft steigt, sinkt oder unverändert bleibt.

Welche Auswirkungen hat nun ein Umzug der Familie auf die qualitativen Berufsmerkmale von Männern und Frauen? Bei Männern ist erkennbar, daß sich „karrierekritische“ Jobmerkmale (Art der Tätigkeit und Aufstiegsmöglichkeiten) nach einem Umzug im Vergleich zu Nicht-Migranten häufiger verbessern. Statistisch signifikante Unterschiede zwischen Migranten und Nicht-Migranten existieren bei den Auf-

**Tabelle 7: Veränderung qualitativer beruflicher Merkmale**

(Angaben in Prozent)

Merkmal	Männer				Frauen			
	Umzug+Stelle gewechselt		Nur Stelle gewechselt		Umzug+Stelle gewechselt		Nur Stelle gewechselt	
	West	Ost	West	Ost	West	Ost	West	Ost
<i>Art der Tätigkeit</i>								
-verbessert	63,0	66,7	53,7	34,6	40,7	38,5	54,1	29,4
-gleichwertig	37,0	22,2	37,2	48,6	37,0	46,2	35,9	52,2
-verschlechtert	0,0	11,1	9,1	16,9	22,2	15,4	10,0	18,4
N	27	9	1173	622	27	13	1178	483
<i>Aufstiegs- möglichkeiten</i>								
-verbessert	66,7	55,6	43,8	24,9	25,9	15,4	30,3	16,4
-gleichwertig	29,6	33,3	47,0	54,4	59,3	53,8	58,8	57,1
-verschlechtert	3,7	11,1	9,2	20,7	14,8	30,8	11,0	26,5
N	27	9	1154	614	27	13	1147	475
<i>Verwendung beruflicher Qualifikationen</i>								
-verbessert	39,3	33,3	38,7	32,1	18,5	7,7	35,9	27,7
-gleichwertig	42,9	11,1	46,8	45,6	51,9	53,8	47,1	43,1
-verschlechtert	17,9	55,6	14,5	22,3	29,6	38,5	16,9	29,2
N	28	9	1171	623	27	13	1186	483
<i>Arbeitsweg</i>								
-verbessert	37,0	33,3	25,9	22,0	51,9	46,2	31,4	19,0
-gleichwertig	14,8	11,1	47,2	47,0	22,2	30,8	45,7	50,8
-verschlechtert	48,1	55,6	27,0	31,1	25,9	23,1	22,9	30,2
N	27	9	1164	624	27	13	1177	484
<i>Arbeitszeit- regelung</i>								
-verbessert	25,9	44,4	32,6	22,9	30,8	46,2	44,3	27,9
-gleichwertig	40,7	33,3	46,5	51,4	38,5	30,8	41,2	45,2
-verschlechtert	33,3	22,2	20,9	25,6	30,8	23,1	14,5	26,9
N	27	9	1165	624	26	13	1173	484
<i>Arbeitsbelastung</i>								
-verbessert	25,9	22,2	27,5	15,7	33,3	7,7	33,3	16,0
-gleichwertig	44,4	44,4	39,5	49,6	40,7	61,5	40,0	46,3
-verschlechtert	29,6	33,3	33,0	34,7	25,9	30,8	26,6	37,8
N	27	9	1165	625	27	13	1164	482
<i>Arbeits- zufriedenheit</i>								
- verbessert	51,6	70,0	41,7	43,8	44,0	27,3	43,4	38,2
- gleichwertig	25,8	10,0	22,3	20,2	24,0	27,3	32,8	22,1
- verschlechtert	22,6	20,0	36,0	36,0	32,0	45,4	23,8	39,7
N	31	10	1258	697	25	11	1362	534

stiegsmöglichkeiten, sowohl in West als auch in Ost, und bei der Art der Tätigkeit, hier allerdings nur für ostdeutsche Männer.<sup>15</sup> Es läßt sich also feststellen, daß Männer im Hinblick auf die berufliche Zukunft besondere Fortschritte machen, wenn sie gleichzeitig regional mobil sind. In bezug auf die Bereiche Arbeitsweg, -zeit und -belastung lassen sich dage-

<sup>15</sup> Statistische Tests sind hier und im folgenden immer zweiseitige Mann-Whitney U-Tests mit  $\alpha=0.10$ .

gen weder für Ost- noch für Westdeutsche statistisch signifikante Unterschiede zwischen Migranten und Nicht-Migranten erkennen. Interessanterweise gilt die allgemeine Beobachtung, daß sich Stellenwechsel für Ostdeutsche wesentlich weniger auszahlen als für Westdeutsche, nicht für diejenigen, die gleichzeitig regional mobil sind: Zwischen ostdeutschen und westdeutschen Migranten können keine signifikanten Unterschiede im Vergleich der neuen mit der alten Stelle gefunden werden.

Für Frauen entstehen durch einen Umzug mit der Familie seltener berufliche Verbesserungen als bei Männern, aber auch die Verschlechterungen halten sich in Grenzen: Nach einem gemeinsamen Umzug verbessern sich westdeutsche Frauen in den Bereichen Art der Tätigkeit und Verwendung beruflicher Qualifikationen signifikant seltener als Frauen, die am Wohnort die Stelle wechseln. Gleichzeitig verschlechtern sie sich bei der Arbeitszeitregelung häufiger. Der Anteil der westdeutschen Frauen, die sich nach eigenen Angaben in den „Karrieremerkmalen“ nach einem gemeinsamen Umzug verschlechtern, ist mit teils weit unter einem Drittel überraschend gering, und für über die Hälfte der Frauen ist die neue Stelle im Hinblick auf Aufstiegsmöglichkeiten und Verwendung beruflicher Kenntnisse gleichwertig. Insofern stellen sich die Migrationsfolgen für westdeutsche Frauen als gar nicht so schlecht dar, wie etwa ein direkter Vergleich zwischen Männern und Frauen vermuten läßt. Zwar verbessern sich Frauen im Falle eines beruflich bedingten Umzugs in den als „Karrieremerkmalen“ bezeichneten Bereichen etwa nur halb so oft wie Männer. Gerade die Aufstiegchancen von Frauen scheinen im Vergleich zu Männern besonders selten durch einen Umzug gefördert zu werden. Doch überschätzen diese Zahlen den migrationsinduzierten Unterschied zwischen Männern und Frauen. Untersucht man nämlich die allgemeine Tendenz bei Stellenwechslern, so stellt man fest, daß schon ein ursprünglicher geschlechtsspezifischer Unterschied (d.h. bei Stellenwechseln ohne Umzug) besteht. Wie schon angedeutet, ist dieser Unterschied z.T. Ausdruck der geringeren Karrieremöglichkeiten in typischen Frauenberufen und des Bestrebens von Frauen, Beruf und Familie zu vereinbaren. Um den Netto-Effekt von Umzügen auf die Veränderung beruflicher Merkmale von Männern und Frauen zu erfassen, muß der Gesamtunterschied um den ursprünglichen Unterschied bereinigt werden. Zwar können dann weiterhin mehr Männer als Frauen in bezug auf die Karrieremerkmalen profitieren, der Unterschied fällt jedoch kleiner aus.

Für ostdeutsche Frauen stellen sich die Umzugsfolgen tendenziell als besser dar als für westdeutsche Frauen. Da Stellenwechsel für Ostdeutsche generell seltener zu Verbesserungen von Arbeitsplatzmerkmalen führen, gilt dies zwar nicht für den direkten Vergleich, aber im Vergleich zu den jeweiligen Nicht-Migrantinnen. Beispielsweise bewerten ostdeutsche Migrantinnen ihre neue Stelle in bezug auf die Art der Tätigkeit, den Arbeitsweg und die Arbeitszeit häufiger als besser als ostdeutsche Nicht-Migrantinnen. Beim Arbeitsweg läßt sich sogar eine signifikante Verbesserung der Situation feststellen.

## 5 Fazit

Die Mehrzahl aller Untersuchungen zu den beruflichen Folgen der Migration von Familien kommt zu dem Ergebnis, daß Männer in der Regel von Umzügen profitieren, während Frauen nach Umzügen seltener erwerbstätig sind und geringere Einkommen erzielen. Der Grund hierfür ist nach Auffassung vieler Autoren in einer untergeordneten Stellung von Frauen

bei familialen Migrationsentscheidungen zu suchen. Wie sich in der vorliegenden Arbeit gezeigt hat, können diese Aussagen insbesondere für westdeutsche Haushalte auch anhand der Daten des SOEP bestätigt werden. Allerdings müssen gerade die Migrationsfolgen für Frauen differenzierter betrachtet werden. Die Einkommenseinbußen bei weiter beschäftigten Frauen erwiesen sich im Westen als relativ stark und auch hartnäckig. Von kurzen Phasen niedrigerer Einkommen, die sich nur auf das erste Jahr nach dem Umzug erstrecken (wie z.B. bei Spitze 1984), kann im SOEP nicht die Rede sein. Andererseits zeigten sich hinsichtlich der subjektiven Beurteilung einer Reihe von qualitativen Merkmalen des Arbeitsplatzes nur geringfügige Verschlechterungen gegenüber Frauen, die nicht umgezogen waren. Von den negativen Umzugsfolgen am meisten betroffen sind hochqualifizierte Frauen. Sie erleiden die größten Einkommensverluste. Eine mögliche Ursache hierfür könnte sein, daß gut ausgebildete Frauen seltener in typischen Frauenberufen tätig sind. Für ostdeutsche Frauen stellen sich die finanziellen Migrationsfolgen erheblich besser dar als für westdeutsche. So läßt sich keine Verschlechterung der Einkommensentwicklung gegenüber Nicht-Migrantinnen feststellen. Männer profitieren in Ost und West von gemeinsamen Umzügen. Sie erzielen auch langfristig höhere Einkommen und bewerten ihre neue Arbeitsstelle gegenüber der alten Stelle in bezug auf eine Reihe karrierekritischer Merkmale als besser.

## Literatur

- Antel, John J. (1980): Returns to Migration: Literature Review and Critique. Santa Monica: Rand Corporation.
- Bartel, Ann P. (1979): The Migration Decision: What Role Does Job Mobility Play? In: *American Economic Review* 69, 775-786.
- Blau, Peter M./ Duncan, Otis D. (1967): *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- DaVanzo, Julie (1976): *Why Families Move: A Model of the Geographic Mobility of Married Couples*. Santa Monica: Rand Corporation.
- DaVanzo, Julie/ Hosek, James R. (1981): Does Migration Increase Wage Rates? - An Analysis of Alternative Techniques for Measuring Wage Gains to Migration. Santa Monica: Rand Corporation.
- Diekmann, Andreas/ Engelhardt, Henriette/ Hartmann, Peter (1993): Einkommensungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland: Diskriminierung von Frauen und Ausländern? In: *MittAB* 3, 386-398.
- Duncan, R. Paul/ Cummings Perrucci, Carolyn (1976): Dual Occupation Families and Migration. In: *American Sociological Review* 41, 252-261.
- Greene, William H. (1993): *Econometric Analysis*. 2nd ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Heckman, James J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. In: *Econometrica* 47, 153-161.
- Jürges, Hendrik (1998): Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern: Eine empirische Analyse mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels. Erscheint in: *Zeitschrift für Soziologie*.
- Lansing, John B./ Mueller, Eva (1967): *The Geographic Mobility of Labor*. Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Lee, Everett S. (1972): Eine Theorie der Migration. In: Széll, György (Hrsg.), *Regionale Mobilität*. München: NTW.
- Lichter, Daniel T. (1983): Socioeconomic Returns to Migration Among Married Women. In: *Social Forces* 62, 487-503.
- Maxwell, Nan L. (1988): Economic Returns to Migration: Marital Status and Gender Differences. In: *Social Science Quarterly* 69, 108-121.
- Mincer, Jacob (1978): Family Migration Decisions. In: *Journal of Political Economy* 86, 749-773.
- Morrison, Donna R./ Lichter, Daniel T. (1988): Family Migration and Female Employment: The Problem of Underemployment among Married Women. In: *Journal of Marriage and the Family* 50, 161-172.
- Nakosteen, Robert A./ Zimmer, Michael (1980): Migration and Income: The Question of Self-Selection. In: *Southern Economic Journal* 46, 840-851.
- Polachek, Solomon N./ Horwath, Francis W. (1977): A Life Cycle Approach to Migration: Analysis of the Pervasive Migrant. In: Ehrenberg, Ronald G. (Hrsg.), *Research in Labor Economics*. Greenwich, CT: JAI Press.
- Ravenstein, E.G. (1972a): Die Gesetze der Wanderung I. In: Széll, György (Hrsg.), *Regionale Mobilität*. München: NTW.
- Ravenstein, E.G. (1972b): Die Gesetze der Wanderung II. In: Széll, György (Hrsg.), *Regionale Mobilität*. München: NTW.
- Salt, John (1990): Organisational Labour Migration: Theory and Practice in the United Kingdom. In: Johnson, James H./ Salt, John (Hrsg.), *Labour Migration*. London: David Fulton Publishers.
- Sandell, Steven H. (1977): Women and the Economics of Family Migration. In: *Review of Economics and Statistics* 59, 406-414.
- Sjaastad, Larry A. (1962): The Costs and Returns of Human Migration. In: *Journal of Political Economy* 70, 80-93.
- Spitze, Glenna (1984): The Effect of Family Migration on Wives' Employment: How Long Does It Last? In: *Social Science Quarterly* 65, 21-36.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: *Econometrica* 50, 817-838.