

Discussion Paper No. 96-03

Die Entwicklung der Lohnstruktur im ostdeutschen Transformationsprozeß

Viktor Steiner
Patrick A. Puhani

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH
Labour Economics,
Human Resources and
Social Policy Series

29. APR. 1996 Wirtschaftswissenschaften

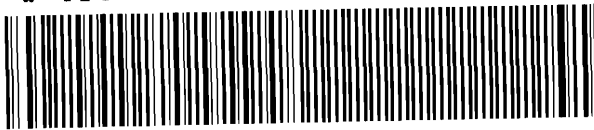
W 636 (96.03) m/ausig ga

Discussion Paper No. 96-03

**Die Entwicklung der Lohnstruktur im
ostdeutschen Transformationsprozeß**

Viktor Steiner
Patrick A. Puhani

W 636 (96.03)



672768

Die Entwicklung der Lohnstruktur im ostdeutschen Transformationsprozeß

von

Viktor Steiner*)
Patrick A. Puhani

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

Februar 1996

Abstract

The development and the structure of the distribution of hourly wages in Eastern Germany between 1990 and 1994 are analysed on the basis of the German Socio-Economic Panel (GSOEP). To this end, we first calculate standard measures of inequality and decompose the changes in the inequality of hourly wages into the changes between and within socio-economic groups. The economic factors discussed in the literature as influencing the distribution of hourly wages are summarized and analysed by way of empirical wage equations. In the discussion of our results, we focus on the human capital effects of the transition process and the impacts of the industrial structure on wages.

JEL classification: J31, J24, P51

Corresponding author:

Dr. Viktor Steiner

P.O. Box 10 34 43

D-68034 Mannheim

Germany

e-mail: steiner@zew.de

*) Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung im Rahmen des Forschungsprojekts „Arbeitsmarktdynamik und Einkommensentwicklung im ostdeutschen Transformationsprozeß“. Wir möchten uns außerdem bei Florian Kraus für hilfreiche Hinweise und Christian Rauch für kompetente redaktionelle Unterstützung bedanken. Noch verbleibende Fehler gehen selbstverständlich zu unseren Lasten.

Zusammenfassung

Auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels werden die Entwicklung und Struktur der Verteilung der Stundenlöhne in Ostdeutschland im Zeitraum von 1990 bis 1994 analysiert. Wir berechnen dazu gängige Ungleichheitsmaße und zerlegen die Änderung der Ungleichheit der Stundenlöhne in Änderungen innerhalb und zwischen sozio-ökonomischen Gruppen. In der Literatur diskutierte ökonomische Einflußfaktoren auf die Verteilung der Stundenlöhne werden dargestellt und auf der Basis empirischer Lohnfunktionen analysiert. Wir diskutieren die Ergebnisse insbesondere hinsichtlich der Humankapitaleffekte des Transformationsprozesses und des Einflusses der Wirtschaftsstruktur.

1 Einleitung

Die hohen Lohnsteigerungen in Ostdeutschland werden von vielen Beobachtern als ein wesentlicher Grund für den dramatischen Anstieg der Arbeitslosigkeit während der Transformation zur Marktwirtschaft angesehen (Akerlof et al. 1991, Siebert 1992, Sinn und Sinn 1992). Zu Beginn des Transformationsprozesses beschloss die Tarifparteien in den meisten Wirtschaftszweigen, die Löhne bis zum Jahre 1994 dem Westniveau anzugleichen. Die Lohnvereinbarungen standen also nicht im Verhältnis zur erwarteten Produktivitätsentwicklung, sondern wurden einfach auf ein bestimmtes Zielniveau hin festgesetzt. Die resultierenden Beschäftigungsverluste wurden entweder als unausweichlich oder als unabhängig von der Lohnentwicklung betrachtet. Letztere Meinung wurde von den westdeutschen Gewerkschaften vertreten, die zumindest zu Beginn des Transformationsprozesses die Tarifrunden dominierten. Ein weiteres wichtiges Argument für das schnelle Aufholen der ostdeutschen Löhne bezog sich auf die sonst angeblich einsetzende Massenmigration nach Westdeutschland, von der ein starker Druck auf Arbeits- und Wohnungsmärkte befürchtet wurde. Allerdings wurde im Licht sich schnell aufbauender Arbeitslosigkeit und dem weitgehenden Zusammenbruch des produzierenden Gewerbes die Anpassung der Ost- an die Westlöhne zeitlich gestreckt. Auch im Jahr 1996, dem zwischenzeitlich revidierten Zeitpunkt der geplanten vollständigen Anpassung, sind die Löhne in den meisten Wirtschaftszweigen, insbesondere unter Einbeziehung von Sonderzahlungen, in Ostdeutschland noch deutlich niedriger als im früheren Bundesgebiet.

Neben der Frage der allgemeinen Angleichung der Arbeitseinkommen an das westdeutsche Niveau ist eine wichtige Frage, ob die Löhne in Ostdeutschland hinreichend nach Qualifikation, Wirtschaftszweig oder Region differenziert sind, um den Unterschieden in der Produktivität gerecht zu werden. Nach weitverbreiteter Meinung gab es in der ehemaligen DDR aufgrund der sozialistischen Ideologie kaum Lohndifferenzierung. Daher wären grundlegende Änderungen in der Lohnstruktur in Folge der mit der Umstrukturierung der ostdeutschen Wirtschaft zu erwartenden Änderungen der relativen Nachfrage nach Qualifikationen erforderlich. Mehrere Autoren vertreten die Auffassung, die Tarifabkommen würden diese notwendige Anpassung der Löhne nicht unterstützen (siehe bspw. Siebert 1992, S. 124–128, Sachverständigenrat 1993, S. 235–236). Diese Sicht wird allerdings mit dem Hinweis auf die Vielzahl bestehender Tarifverträge und deren relativ differenzierte Ausgestaltung seitens der Gewerkschaften und ihnen nahestehender Ökonomen bestritten (siehe bspw. Bispinck und WSI-Tarifarchiv 1994). Außerdem scheinen aufgrund der spezifischen ostdeutschen Situation – Austritt etablierter Firmen aus bzw. Nichtmitgliedschaft neuer Firmen in Arbeitgeberverbänden, Öffnungsklauseln, Lohnkonzessionen seitens der Belegschaften – die Löhne auf Firmenebene anpassungsfähiger an die wirtschaftliche Lage zu sein als dies unter „normalen“ Bedingungen in Westdeutschland bisher der Fall gewesen ist. Aus diesen Gründen steht

daher nicht a priori fest, daß die ostdeutsche Lohnstruktur tatsächlich so rigide ist, daß sie den Transformationsprozeß behindert.

Für die ökonomische und wirtschaftspolitische Beurteilung des Transformationsprozesses ist auch von Bedeutung, welche sozio-ökonomischen Gruppen davon profitieren und welche Gruppen hinsichtlich ihrer Einkommensposition zu den Verlierern der Entwicklung zählen (vgl. dazu auch Steiner und Kraus 1995). Dabei ist zu vermuten, daß vor allem ältere Arbeitnehmer, solche mit nicht mehr nachgefragten beruflichen Qualifikationen, Arbeitnehmer in Wirtschaftsbereichen mit stark sinkender Beschäftigung und – aufgrund ihrer sehr hohen Erwerbsquoten – allgemein auch Frauen zu den Verlierern zählen werden. Hingegen dürften jüngere Arbeitskräfte, die mobiler sind und für die sich eine mit Ausbildungsinvestitionen verbundene berufliche Umorientierung noch lohnt, sowie Beschäftigte mit auch unter marktwirtschaftlichen Bedingungen positiv bewerteter beruflicher Qualifikation in Wirtschaftszweigen mit stark steigender Nachfrage vom Transformationsprozeß profitieren.

In diesem Beitrag wird die Bedeutung der erwähnten Einflußfaktoren für die Entwicklung und Struktur der Stundenlöhne auf Basis von Mikrodaten untersucht. Die bisher vorliegenden Untersuchungen geben dazu nur partielle Antworten, da sie sich entweder nur auf die erste Phase des Transformationsprozesses oder auf andere Aspekte der Einkommensentwicklung beziehen.¹ Die vorliegende Untersuchung basiert auf den ersten fünf Wellen des Sozio-ökonomischen Panels für Ostdeutschland, die sich auf den Zeitraum von 1990 bis 1994 beziehen. Ein wesentlicher Vorteil dieser Datenbasis besteht darin, daß sich die erste Erhebungswelle auf die Zeit unmittelbar vor der Einführung der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion im Juli 1990 bezieht. Dadurch ist ein Vergleich der Lohnstruktur in der früheren DDR mit der sich bis Mitte 1994 herausgebildeten Struktur möglich. Wir analysieren die Entwicklung und Struktur der Stundenlöhne in Abhängigkeit von wichtigen ökonomischen Einflußfaktoren, insbesondere dem durch formale Berufsausbildung und allgemeine Berufserfahrung erworbenen Humankapital und der Wirtschaftsstruktur. Die Analyse der Stundenlöhne erfaßt zwar nur den einen Teil der Arbeitseinkommen, die Einbeziehung der Arbeitsstunden in die Analyse ist aufgrund der institutionellen Besonderheiten, insbesondere der weitverbreiteten Kurzarbeit zu Beginn des Transformationsprozesses und deren zeitlichen Entwicklung, mit erheblichen Problemen verbunden und konnte daher hier nicht explizit berücksichtigt werden.

¹ Empirische Untersuchungen zu verschiedenen Teilaspekten der Lohn- und Einkommensentwicklung in den neuen Bundesländern, die sich auf unterschiedliche Phasen des Transformationsprozesses beziehen, finden sich in Schwarze (1991, 1993), Krueger und Pischke (1992), Bellmann (1992), Frick, Hauser, Müller und Wagner (1993), Hauser (1992, 1995), Bird, Schwarze und Wagner (1995), Steiner und Bellmann (1995), Steiner und Kraus (1995), Hauser und Wagner (1996).

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Nachdem im folgenden Abschnitt einige Hypothesen zur Entwicklung der ostdeutschen Lohnstruktur während des Transformationsprozesses diskutiert werden, wird in Abschnitt 3 die Entwicklung der Stundenlöhne anhand deskriptiver Maßzahlen auf Basis der Daten des Sozio-ökonomischen Panels beschrieben. Dabei wird für wichtige sozio-ökonomische Gruppen auch eine Zerlegung der Ungleichheit der Stundenlöhne und deren Veränderung über die Zeit in den Anteil durchgeführt, der sich aus der Ungleichheit *innerhalb*, und den Anteil, der sich aus der Ungleichheit *zwischen* den jeweiligen Gruppen ergibt. In Abschnitt 4 wird die Entwicklung und Struktur der Stundenlöhne mittels Lohngleichungen, die auf Basis der dargestellten ökonomischen Hypothesen spezifiziert und anhand der Daten des Panels für die Jahre 1990, 1992 und 1994 geschätzt werden, eingehender analysiert. Die empirischen Ergebnisse werden dort insbesondere bezüglich der Effekte von Berufsausbildung, Berufserfahrung und Wirtschaftsstruktur etwas eingehender diskutiert. Der Beitrag endet mit der zusammenfassenden Interpretation der wichtigsten empirischen Ergebnisse und einigen wirtschaftspolitischen Schlußfolgerungen.

2 Einflußfaktoren auf die ostdeutsche Lohnstruktur

Aus ökonomischen Überlegungen ergeben sich verschiedene Hypothesen zur Entwicklung der Lohnstruktur im ostdeutschen Transformationsprozeß, die im folgenden zusammengefaßt werden. Sie bilden auch die theoretische Grundlage für die Spezifikation der Lohngleichungen in Abschnitt 4, auf denen unsere empirische Analyse basiert.

2.1 Industrielle Restrukturierung

Der Deindustrialisierungsprozeß in Ostdeutschland einerseits und andererseits die Modernisierung der Infrastruktur, die Verbesserung der Bausubstanz wie auch die erhöhte Nachfrage von Firmen und Haushalten nach Dienstleistungen, die es vor der Wende nicht gab, haben zu Arbeitsnachfrageverschiebungen sowohl innerhalb als auch zwischen den Industrie- und Dienstleistungssektoren geführt. Zusätzlich ist der hohe Beschäftigungsanteil der Landwirtschaft stark zurückgegangen. Diese Änderungen resultieren aus dem Zusammenbruch des Handels mit ehemaligen osteuropäischen Handelspartnern, für den es mehrere Gründe gab: die Auflösung des RGW, die durch die Währungsunion herbeigeführte Steigerung des Wechselkurses um das Vierfache und die seitdem stark steigenden Löhne.

Auf einem flexiblen Arbeitsmarkt würden diese Änderungen zu einem Anstieg der friktionellen Arbeitslosigkeit und zu Änderungen der relativen Löhne führen. Aus Sicht einiger Ökonomen (vgl. bspw. Siebert 1992, Sinn und Sinn 1992, Burda und Funke 1993) verhinderten die von den Gewerkschaften dominierten Tarifabschlüsse und institutionelle Regelungen jedoch Beschäftigungsanpassungen durch Lohnflexibilität. Trotzdem würden wir in Wirtschaftszweigen, in denen die Produktnach-

frage nach der Währungsunion zusammengebrochen ist, eine gewisse Bewegung der Löhne nach unten erwarten. Angesichts der stark wachsenden Arbeitslosigkeit akzeptierten die Gewerkschaften einen Aufschub der Lohnanpassung an das westdeutsche Niveau, wodurch sich der Lohnanstieg in einigen Wirtschaftszweigen abschwächte.

Daher würden wir in Industrien mit steigender Nachfrage und relativ schwacher westdeutscher und internationaler Konkurrenz, wie bspw. dem Bau- und Dienstleistungsgewerbe, positive Lohndifferentiale im Vergleich zu Industrien, die dem internationalen Wettbewerb verstärkt ausgesetzt sind, vermuten. Da in der ehemaligen DDR die regionale Konzentration bestimmter Wirtschaftszweige sehr hoch war, erwarten wir auch regionale Lohndifferentiale durch Nachfrageverschiebungen.

2.2 Tarifverhandlungen

Die Literatur über die Lohnbestimmung in Ostdeutschland betont in der Regel die Bedeutung der Tarifverhandlungen zwischen monopolistischen Gewerkschaften und Arbeitgeberverbänden (siehe bspw. Franz 1993, Burda und Funke 1993, Paqué 1993). Kurz zusammengefaßt: Zu Beginn der Transformation wurden die Tarifverhandlungen fast ausschließlich durch die Gewerkschaften dominiert. Die Arbeitgeber waren am Verhandlungstisch nicht angemessen vertreten, da sie von ehemaligen Managern staatlicher Betriebe oder Führungskräften westdeutscher Firmen repräsentiert wurden, die wenig Anreize hatten, sich für niedrigere Löhne in ostdeutschen Betrieben als potentiellen Konkurrenten einzusetzen. Auf der anderen Seite war der alte Freie Deutsche Gewerkschaftsbund durch seine Nähe zum DDR-Regime diskreditiert. Folglich konnte der Deutsche Gewerkschaftsbund als sein westdeutsches Gegenstück dieses Neuland betreten und die ostdeutsche Arbeitnehmerschaft in der ersten Phase des Transformationsprozesses in großem Umfang organisieren. Er wurde von den ostdeutschen Arbeitgebern de facto als der Tarifverhandlungspartner anerkannt und war daher in der Lage, Lohnabkommen in fast jedem Wirtschaftszweig, dem öffentlichen Dienst und einigen Dienstleistungssektoren abzuschließen.

Da die IG Metall als die mächtigste westdeutsche Einzelgewerkschaft die ostdeutschen Tarifverhandlungen besonders erfolgreich führte, erwarten wir in diesem Sektor überdurchschnittlich hohe Löhne. Eine weitere wichtige Rolle spielte auch die Treuhandanstalt, die sich politischem Druck ausgesetzt sah, große Industrieunternehmen, speziell im verarbeitenden Gewerbe, finanziell zu stützen, um den „industriellen Kern“ Ostdeutschlands zu erhalten. Das hat zwar zu hohen Tariflohnsteigerungen im industriellen Sektor geführt. Da dieser wegen der oben beschriebenen Nachfrageverschiebungen aber besonders schwer vom Stellenabbau betroffen war, wurde die Erhöhung der Effektivlöhne abgeschwächt. Dazu haben die wachsende Anzahl von Firmen, die keinem Arbeitgeberverband angehören, und die Anwendung von Öffnungsklauseln erheblich beigetragen. Aufgrund der schwä-

cheren gewerkschaftlichen Vertretung und geringeren Präsenz von Betriebsräten ist zu erwarten, daß diese Effekte in kleineren und mittleren Unternehmen stärker ausgeprägt sind als in Großunternehmen.

Eine weitere wichtige Dimension der Lohnstruktur ist die regionale Differenzierung der Löhne. Es ist bekannt, daß die regionalen Lohndifferentiale in Westdeutschland trotz eines ausgeprägten Strukturwandels, der in den einzelnen Bundesländern ganz unterschiedlich verlaufen ist, weitgehend stabil geblieben sind. Die rigide regionale Lohnstruktur ist in der Literatur (siehe bspw. Paqué 1993) auf das Prinzip „gleicher Lohn für gleiche Arbeit“ zurückgeführt worden, einem Prinzip, das auch in der politischen Rhetorik über die Lebensverhältnisse im geeinten Deutschland eine dominante Rolle gespielt hat und nach wie vor spielt. Daher ist zu erwarten, daß sich auch in Ostdeutschland keine stärkere regionale Differenzierung der Löhne entwickeln wird, insbesondere wenn auch Unterschiede in der Wirtschaftsstruktur eines Bundeslandes berücksichtigt werden.

2.3 Effizienzlöhne

Mehrere Varianten der Effizienzlohntheorie besagen, daß Firmen aus Effizienzüberlegungen bereit sein können, höhere als markträumende Löhne zu zahlen. Eine bekannte Variante dieser Theorie basiert auf dem „Fairneß“-Argument (Akerlof und Yellen 1990). Sie besagt, daß Arbeitnehmer ihre Löhne mit denen einer Referenzgruppe mit ähnlicher Tätigkeit vergleichen und ihre Arbeitsleistung entsprechend anpassen, wenn sie persönlich der Meinung sind, daß eine Diskrepanz zwischen Leistung und Entlohnung besteht. In der ostdeutschen Situation könnte diese Hypothese im Falle von neugegründeten Firmen, von denen viele im Besitz westlicher Eigentümer stehen, relevant sein. Da Angestellte östlicher Niederlassungen westlicher Firmen ihre Entlohnung eventuell mit der ihrer westlichen Kollegen mit vergleichbarer Tätigkeit in derselben Firma vergleichen, müssen Firmen möglicherweise Effizienzlöhne bezahlen, um eine effiziente Arbeitsleistung zu garantieren. Ein positives Lohndifferential in neu gegründeten Firmen wäre daher mit dieser Variante der Effizienzlohntheorie konsistent. Da Neugründungen vor allem durch kleine und mittlere Unternehmen erfolgen, wäre in diesen ein gegenüber größeren Betrieben positives Lohndifferential zu erwarten. Jedoch wäre dieses auch mit der traditionellen Lohntheorie vereinbar, wenn Neugründungen mit einer höheren Kapitalintensität und daher auch einer höheren Arbeitsproduktivität verbunden sind. Diese Hypothese wird durch die vorliegende spärliche Evidenz zumindest für die erste Phase des Transformationsprozesses nicht bestätigt (Harhoff und Stahl 1994).

Andere Varianten der Effizienzlohntheorie beziehen sich auf die Vermeidung von Informations-, Mobilitäts- und Kontrollkosten (siehe bspw. Katz 1986 für einen Überblick über die Effizienzlohntheorie). Die bekannteste Hypothese ist die *shirking*-Variante der Effizienzlohntheorie, die besagt, daß Firmen angesichts kostspieliger und unzulänglicher Leistungskontrollen überdurchschnittliche Löhne zah-

len, um einen Anreiz zur effizienten Leistungserbringung durch die Beschäftigten zu setzen. Dieser besteht im Verlust des den Alternativlohn übersteigenden Teils des Effizienzlohns bei Nichterfüllung der gewünschten Leistung. Da Leistungskontrollen generell in größeren Firmen schwieriger sind, bietet diese Hypothese eine Erklärung für die in Marktwirtschaften häufig beobachteten Lohndifferentiale nach Firmengröße (dazu und zu anderen Erklärungsansätzen vgl. auch Gerlach und Hübler 1995). Eine alternative Erklärung könnte sein, daß größere Firmen im Durchschnitt qualifiziertere Arbeitnehmer einstellen und daher höhere Löhne zahlen müssen. Daher erfordert die Interpretation einer positiven Korrelation zwischen Löhnen und Firmengröße im Rahmen der *shirking*-Hypothese (oder einer anderen Variante der Effizienzlohntheorie), daß zumindest Qualifikationsunterschiede berücksichtigt werden.

2.4. Humankapital

Im Gegensatz zum obsoleten physischen Kapitalstock werden die überdurchschnittlich gut ausgebildeten Arbeitskräfte allgemein als ein wichtiger Standortvorteil Ostdeutschlands eingestuft. 1990 hatten mehr als 50% aller ostdeutschen Arbeitnehmer eine abgeschlossene Lehre, verglichen mit 60% in Westdeutschland. Nur 10% hatten keine fachliche Ausbildung, verglichen mit 20% aller westdeutschen Arbeitnehmer. Weiterhin hatten fast ein Viertel aller ostdeutschen Arbeitnehmer einen Fachschulabschluß, hingegen besaßen nur etwa acht Prozent der Arbeitnehmer in Westdeutschland einen vergleichbaren Berufsabschluß. Wenn man letztere Gruppe mit den Akademikern zusammenfaßt, ist der Anteil der Arbeitnehmer mit einer höheren beruflichen Ausbildung in Ost- und Westdeutschland in etwa gleich – 11% bzw. 12%. Der wesentlich höhere Anteil von Frauen mit einer technischen Berufsausbildung in Ostdeutschland, der zu Beginn des Transformationsprozesses das Siebenfache des westdeutschen betrug (Bielenski, Magvas und Parmentier 1992, S. 148), stellt einen bemerkenswerten Unterschied zwischen den Ausbildungsprofilen in der ehemaligen DDR und im früheren Bundesgebiet dar.

Die Meinung, daß es in der ehemaligen DDR eine sehr geringe Lohndifferenzierung nach Berufsausbildung gab, ist weitverbreitet. Obwohl die spärlich vorhandene empirische Evidenz auf eine relativ zur früheren Bundesrepublik geringe Lohnspreizung hinweist (Krueger und Pischke 1992), scheinen die ostdeutschen Lohndifferentiale nach Ausbildung mehr oder weniger den westdeutschen ähnlich gewesen zu sein (Krueger und Pischke 1992, siehe jedoch Schwarze 1991 und Bird, Schwarze und Wagner 1994, die zu etwas anderen Ergebnissen kommen). Andererseits gibt es auch empirische Evidenz dafür, daß die Lohndifferentiale nach Berufserfahrung in der ehemaligen DDR viel geringer als in Westdeutschland waren (Schwarze 1991, Krueger und Pischke 1992, Bird, Schwarze und Wagner 1994).

Aufgrund neuer Produktionsprozesse und grundlegender Änderungen in der betrieblichen Arbeitsorganisation ist zu vermuten, daß der Wert der in der sozialisti-

schen Planwirtschaft angesammelten Berufserfahrung im Transformationsprozeß stark gesunken ist. Es ist daher zu erwarten, daß sich die individuellen Lohn-/Berufserfahrungsprofile abgeflacht haben. Dies wird auch durch die Ergebnisse empirischer Studien gestützt (Krueger und Pischke 1992, Bird, Schwarze und Wagner 1994). Auch gibt es Hinweise dafür, daß die Umstrukturierung der ostdeutschen Wirtschaft mit einer „Dequalifizierung“ eines Teils der Erwerbspersonen verbunden war, wobei Arbeitnehmer mit höherer Berufsausbildung anscheinend am stärksten davon betroffen waren (Bielenski, Magvas und Parmentier 1992, S. 151).

2.5 Andere Arbeitsangebotsfaktoren und Selektionseffekte

Verschiedene andere Arbeitsangebotsfaktoren könnten die Lohnstruktur im ostdeutschen Transformationsprozeß beeinflussen haben. Zu diesen gehören die sehr hohe Erwerbsbeteiligung der Frauen, Frühverrentungsprogramme, Kurzarbeit sowie Übersiedlung und Pendeln nach Westdeutschland als weitverbreitete Mittel der Beschäftigungsanpassung. Nach der Wende kam es zu einem starken Rückgang der Beschäftigungsquote mit einem entsprechend starken Anstieg der Arbeitslosenquote und vor allem auch der Langzeitarbeitslosigkeit (vgl. Steiner 1994, Steiner und Kraus 1995). Dies scheint jedoch zu keinem größeren Druck auf die Löhne oder Rückgang der Frauenerwerbsquote geführt zu haben. Aufgrund des hohen Ausbildungsniveaus, institutioneller Faktoren, insbesondere Kinderbetreuungsmöglichkeiten, aber auch der sozialistischen Ideologie war die Frauenerwerbsquote in der ehemaligen DDR eine der höchsten der Welt. Da sich einige dieser Faktoren seit der Vereinigung bezüglich der Erwerbstätigkeitsentscheidung verschlechtert haben, ist zu erwarten, daß vorwiegend Frauen mit einem relativ hohen Marktlohn ihre Erwerbstätigkeit fortsetzen, während sich Frauen mit geringen Marktchancen entweder aus dem Erwerbsleben zurückziehen oder arbeitslos werden. Wie aus der empirischen Arbeitsmarktforschung bekannt ist, können die daraus resultierenden Selektionseffekte die Lohnstruktur wesentlich beeinflussen (vgl. dazu bspw. Licht und Steiner 1991).

Weitere potentiell bedeutsame Selektionseffekte resultieren aus arbeitsmarkt- und sozialpolitischen Maßnahmen zur „Entlastung“ des Arbeitsmarktes. Neben Kurzarbeit waren Frühverrentungen ein quantitativ wichtiges Instrument der Anpassung der Beschäftigungszahl im ersten Stadium des ostdeutschen Transformationsprozesses (Licht und Steiner 1994). Dabei wurden Frühverrentungen, abhängig von bestimmten Altersgrenzen, entweder direkt oder nach längerer Arbeitslosigkeit in großem Umfang eingesetzt, um den Umstrukturierungsprozeß der Firmen zu erleichtern und außerdem Arbeitsplätze für jüngere Arbeitnehmer frei zu machen. Da ältere Arbeitnehmer, die diese Möglichkeit nicht wahrgenommen haben, höchstwahrscheinlich eine selbstselektierte Gruppe mit relativ hohen Marktlöhnen sind, kann man erwarten, daß Selektionseffekte auf die Lohnstruktur auch in Zusammenhang mit dem Alter wichtig sind.

Ein weiterer Arbeitsangebotsfaktor, der über Selektionseffekte die ostdeutsche Lohnstruktur möglicherweise beeinflusst hat, sind Übersiedler und Pendler nach Westdeutschland, da diese vermutlich besondere lohnrelevante Eigenschaften aufweisen. Die großen Übersiedlerströme nach Westdeutschland zu Beginn des Transformationsprozesses und die beständig hohe Anzahl von Pendlern führte unter Politikern und der ostdeutschen Öffentlichkeit zu großer Besorgnis, daß man den qualifizierteren und motivierteren Teil der Erwerbstätigen an Westdeutschland verliere. Jedoch konnten Pischke, Staat und Vögele (1994) in ihrer Analyse möglicher Bestimmungsgrößen für Übersiedlung und Pendeln nach Westdeutschland die Hypothese, daß Pendler eine selbstselektierte Gruppe der Arbeitnehmer sind, nicht bestätigen. Aufgrund der unzulänglichen Information über Pendler in unserer Datenbasis werden die potentiellen Effekte des Pendelns nach Westdeutschland auf die ostdeutsche Lohnstruktur im folgenden vernachlässigt.

3 Deskriptive Analyse

In diesem Abschnitt wird auf Basis der derzeit verfügbaren ersten fünf Wellen des Sozio-ökonomischen Panels für Ostdeutschland (SOEP-Ost) die Entwicklung der Stundenlöhne im Zeitraum 1990 bis 1994 analysiert. Da sich die erste Erhebungswelle des SOEP-Ost auf die Zeit unmittelbar vor der Einführung der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion im Juli 1990 bezieht, ist ein Vergleich der Lohnstruktur in der früheren DDR mit der sich bis Mitte 1994 herausgebildeten Struktur möglich.² In der ersten Befragung im Juni 1990 wurden ca. 4.000 Personen in 2.000 Haushalten befragt, in den folgenden Befragungswellen wurden im Prinzip die gleichen Personen befragt, wobei Ausfälle aus dem Panel nur zum Teil durch neu aufgenommene Personen kompensiert wurden. Neben Angaben zu den individuellen monatlichen Bruttolöhnen im Vormonat der Befragung sind auch entsprechende Angaben zu den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden vorhanden, die eine Berechnung von Stundenlöhnen erlauben. Unsere Analyse bezieht sich auf reale Stundenlöhne, wodurch auch die Einbeziehung von Personen in Kurzarbeit, die insbesondere zu Beginn des Transformationsprozesses ein weitverbreitetes Instrument der Beschäftigungsanpassung darstellte (vgl. bspw. Licht und Steiner 1994), möglich ist. Sonderzahlungen, wie insbesondere Urlaubs- und Weihnachtsgeld, bleiben bei der Berechnung der Stundenlöhne unberücksichtigt.³ Da wir hier an den Marktdetermi-

² Für eine Beschreibung der Oststichprobe des SOEP vgl. Schupp und Wagner (1990) und speziell zu den erhobenen Einkommensangaben vgl. Wagner (1991).

³ Angaben zu Sonderzahlungen werden im SOEP retrospektiv für das vergangene Jahr erhoben. Eine Verknüpfung dieser Angaben mit dem zum Stichtag der Befragung erhobenen Monatslohn ist wegen des unterschiedlichen Erhebungskonzepts problematisch. Dies gilt zwar nicht für die Verknüpfung der Angaben zu Sonderzahlungen mit den ebenfalls retrospektiv erhobenen Angaben in den Einkommenskalendarien. Da aber bei dieser Vorgangsweise die entsprechenden Einkommensdaten zur Zeit nur bis 1993 verfügbar wären, wurde hier zugunsten einer größeren Aktualität der Analyse auf die Berücksichtigung von Sonderzahlungen verzichtet. Ein weiteres

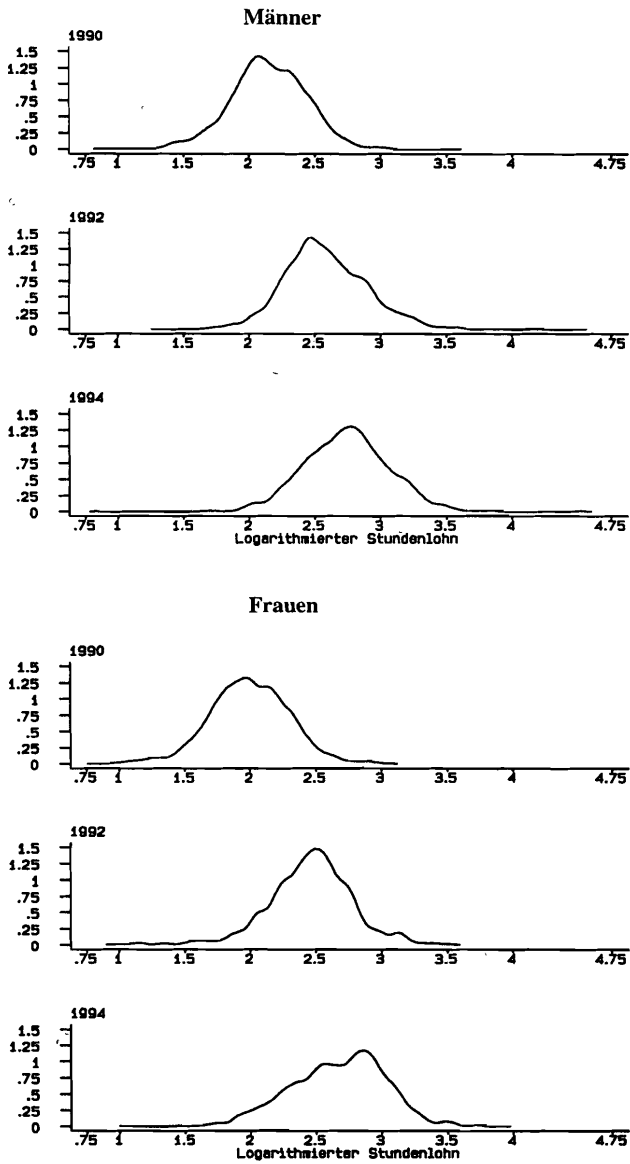
nanten des Lohnes interessiert sind, werden nur Bruttolöhne betrachtet, d.h. direkte Steuern und Transfers bleiben unberücksichtigt. Reale Stundenlöhne wurden durch Deflationierung der nominalen Stundenlöhne mit dem Preisindex für die durchschnittliche Lebenshaltung aller Arbeitnehmerhaushalte (Statistisches Jahrbuch 1995, S. 640) berechnet. Die nach den verschiedenen Selektionen verbleibenden Beobachtungen, auf denen auch die Lohnfunktionen in Abschnitt 4 basieren, sind in Tabelle A1 aufgeführt.

Einen ersten Eindruck über die Entwicklung der Verteilung der realen ostdeutschen Stundenlöhne seit der Währungsunion vermitteln die Kerndichteschätzungen⁴ der Verteilung der logarithmierten Stundenlöhne für die Jahre 1990, 1992 und 1994 in Abbildung 1. Sowohl für die Männer als auch für die Frauen war die Verteilung der realen Stundenlöhne bereits vor der Wende annähernd log-normal, wie dies auch für die meisten entwickelten Volkswirtschaften marktwirtschaftlicher Prägung beobachtet werden kann. Die vielbeschworene Gleichheit der Einkommen im Sozialismus erweist sich somit als Mythos, zumindest was die Verteilung der Stundenlöhne anbelangt. Allerdings hat sich die Ungleichheit im Transformationsprozeß deutlich erhöht, was auch durch die Rechtsverschiebung der Lohnverteilungen in Abbildung 1 zum Ausdruck kommt.

Problem bestünde dabei darin, daß die tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden im SOEP nur zum Befragungszeitpunkt exakt erhoben werden.

⁴ Dieses Instrument der explorativen Datenanalyse wird bspw. in Härdle und Müller (1993) dargestellt. Für die damit vertrauten Leser sei erwähnt, daß Gauß-Kerne mit einer Bandbreite von 0,1 Einheiten verwendet wurden. Diese und alle anderen Berechnungen wurden mit STATA 4.0 durchgeführt.

Abbildung 1: Kerndichteschätzungen der Verteilungen der logarithmierten Stundenlöhne 1990–1994

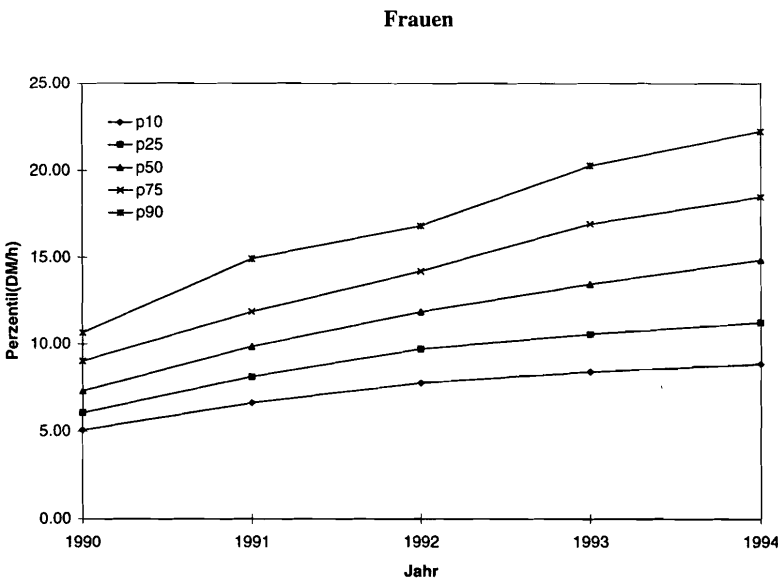
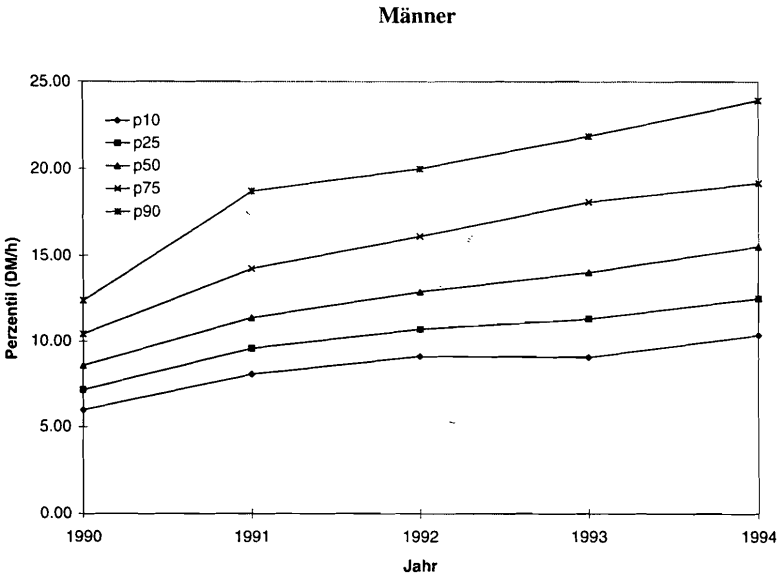


Quelle: SOEP-Ost, eigene Berechnungen.

Die Abbildungen 2 und 3 vermitteln ein etwas differenzierteres Bild der Entwicklung anhand ausgewählter Perzentile der Lohnverteilungen sowie deren Wachstumsraten im Zeitraum von 1990 bis 1994.⁵ Die betrachteten Perzentile sind im Beobachtungszeitraum sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen alle mehr oder weniger stark gestiegen. Dabei kam es, bedingt durch einen starken Anstieg im obersten Einkommensbereich insbesondere bei den Männern, bereits im ersten Jahr nach Inkrafttreten der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion zu einer deutlichen Spreizung der Lohnverteilung. Der starke Anstieg der Stundenlöhne im oberen Einkommensbereich hat sich in den Folgejahren zwar etwas abgeschwächt, blieb aber im Vergleich zum unteren Bereich der Verteilung deutlich stärker ausgeprägt. Über den gesamten Zeitraum betrachtet sind die Stundenlöhne bei den Frauen insbesondere im oberen Bereich der Verteilung deutlich stärker gestiegen als bei den Männern. Bei ersteren ist das 90%-Perzentil um über 30 Prozentpunkte stärker gestiegen als das 10%-Perzentil, während diese Relation bei den Männern nur ca. 20 Prozentpunkte betragen hat. Dabei hat sich das Wachstum der Stundenlöhne in den einzelnen Bereichen der Verteilung in den beiden betrachteten Teilperioden zwischen Männern und Frauen sehr unterschiedlich entwickelt. Während zwischen 1990 und 1992 das Lohnwachstum bei den Männern im obersten Bereich relativ stärker ausgefallen ist als bei den Frauen, war bei diesen zwischen 1992 und 1994 vor allem im oberen Bereich der Verteilung ein starker Anstieg der realen Stundenlöhne zu verzeichnen. Insgesamt läßt sich feststellen, daß in den ersten vier Jahren der Transformation zwar alle Einkommensgruppen Reallohnsteigerungen erzielten, die größten Gewinner aber die Arbeitnehmer im obersten Bereich der Lohnverteilung waren.

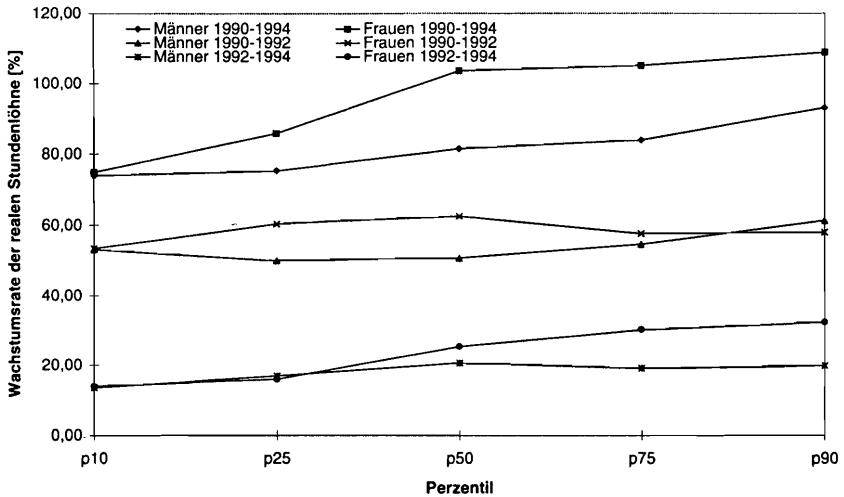
⁵ Bspw. ist das 10%-Perzentil der Stundenlohn, den die untersten 10% der Einkommensbezieher höchstens erhalten.

Abbildung 2: Perzentile der realen Stundenlöhne 1990–1994



Quelle: SOEP-Ost, eigene Berechnungen.

Abbildung 3: Wachstumsraten der realen Stundenlöhne nach Perzentilen 1990–1994



Quelle: SOEP-Ost, eigene Berechnungen.

Neben den Perzentilen läßt sich die Ungleichheit der Verteilung der Stundenlöhne auch durch summarische Maßzahlen beschreiben. Die in der Literatur gebräuchlichsten Ungleichheitsmaße sind der Gini-Koeffizient und die durchschnittliche logarithmierte Abweichung der Löhne vom Mittelwert (I_0), deren Eigenschaften bspw. in Cowell (1995) beschrieben werden. Wie die in Tabelle 1 ausgewiesenen Werte für den Gini-Koeffizienten und I_0 zeigen, führen die beiden Maßzahlen zum gleichen Ergebnis: Die Ungleichheit hat zwischen 1990 und 1994 sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen deutlich zugenommen. Dabei ist im Vergleich zu entwickelten Volkswirtschaften in Ostdeutschland zwar das Ausmaß der Ungleichheit nach wie vor relativ gering, deren Anstieg innerhalb des relativ kurzen Beobachtungszeitraums aber vergleichsweise groß.

Tabelle 1: Gini-Koeffizienten, durchschnittliche logarithmierte Abweichungen (I₀) und deren Zerlegung

		Gini	I ₀	Berufsbildung innerhalb zwischen		Berufserfahrung innerhalb zwischen		Wirtschaftszweig innerhalb zwischen	
Männer	1990	0,165	45	36	9	43	1	38	7
	1992	0,187	58	52	6	58	0	53	5
	1994	0,193	62	54	9	62	1	60	3
Frauen	1990	0,171	48	31	17	46	2	44	4
	1992	0,183	61	44	16	59	1	54	6
	1994	0,200	66	51	15	65	1	55	11

Anmerkung: $I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu / y_i) = \underbrace{\sum_k v_k I_{0k}}_{\text{innerhalb}} + \underbrace{\sum_k v_k \log(1/\lambda_k)}_{\text{zwischen}}$, wobei

- | | | | |
|---|---------------------------------|----------------|------------------------------------|
| n | Stichprobengröße | y | Stundenlohn |
| i | Personenindex | v _k | Stichprobenanteil der k-ten Gruppe |
| k | Gruppenindex | λ _k | μ _k / μ |
| μ | Durchschnittlicher Stundenlohn. | | |

In der Tabelle wurde I₀ mit 1000 multipliziert. Aufgrund von Rundungsfehlern ist die Summe der Komponenten von I₀ nicht immer gleich I₀.
Quelle: SOEP–Ost, eigene Berechnungen.

Auf Basis von I₀ ist auch eine Zerlegung der gesamten Ungleichheit in die Ungleichheit innerhalb und zwischen unterschiedlichen demographischen und sozio-ökonomischen Gruppen möglich (vgl. Jenkins 1995, S. 37f.). Aus ökonomischer Sicht sind hier vor allem die Unterschiede nach Berufsbildung, Berufserfahrung und Wirtschaftszweig von Interesse. Dabei unterscheiden wir zwischen den folgenden Gruppen:

- *Berufsbildung:* kein Abschluß; Facharbeiter; Meister, Ingenieur-, Fachschulabschluß; Hochschulabschluß.
- *Berufserfahrung:* 0 bis 9; 10 bis 19; 20 bis 29; 20 bis 39; über 40 Jahre.
- *Wirtschaftszweig:* zwölf zusammengefaßte Zweisteller (vgl. Tabelle A2 im Anhang).

Wie die in Tabelle 1 ausgewiesene Zerlegung von I_0 nach diesen Merkmalen zeigt, läßt sich der Großteil der insgesamt gemessenen Ungleichheit sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen jeweils auf die Ungleichheit *innerhalb* der betrachteten Gruppen zurückführen. Noch am größten ist der Anteil der Ungleichheit, der auf Unterschiede *zwischen* diesen Gruppen zurückzuführen ist, bei der Berufsbildung und hier insbesondere den Frauen. Hingegen zeigt die Zerlegung nach der Berufserfahrung, daß die Ungleichheit fast ausschließlich innerhalb der Gruppen besteht. Auch war der Anstieg der insgesamt gemessenen Ungleichheit im Beobachtungszeitraum mit keiner entsprechenden Erhöhung der Ungleichheit zwischen den betrachteten Berufsbildungs- und Berufserfahrungsgruppen verbunden. Geschlechtsspezifische Unterschiede zeigen sich bezüglich der Entwicklung der Ungleichheit zwischen den betrachteten Wirtschaftszweigen. Diese hat bei den Männern ab-, bei den Frauen hingegen zugenommen.

Die Veränderung von I_0 über die Zeit läßt sich nach Jenkins (1995, S. 38) approximativ in vier Terme aufspalten: Term A gibt den Anteil an, der auf eine um Struktureffekte bereinigte Veränderung der Ungleichheit zurückzuführen ist; er erfaßt somit die Änderung der Ungleichheit innerhalb der einzelnen Gruppen. Terme B und C erfassen die aus Verschiebungen der Anteile der jeweiligen Gruppen resultierenden Änderungen der Ungleichheit, während die durch Änderungen der relativen Einkommen der einzelnen Gruppen bedingte Änderung der Ungleichheit durch Term D erfaßt wird. Die Ergebnisse dieser Aufspaltung sind für den gesamten Beobachtungszeitraum und die beiden Teilperioden in Tabelle 2 ausgewiesen.

Tabelle 2: Zerlegung der Änderung der durchschnittlichen logarithmierten Abweichung

		ΔI_0	Berufsbildung				Berufserfahrung				Wirtschaftszweig			
			A	B	C	D	A	B	C	D	A	B	C	D
Männer	1990–1992	13	16	0	0	-3	14	0	0	-1	14	1	-3	2
	1992–1994	4	1	0	0	3	3	1	0	1	6	1	0	-2
	1990–1994	18	18	0	0	0	18	0	0	0	24	-2	-3	-1
Frauen	1990–1992	12	13	0	1	-2	13	-1	0	0	13	-3	-1	2
	1992–1994	6	6	0	1	-2	6	0	0	0	0	1	-1	5
	1990–1994	18	20	0	2	-4	18	0	0	-1	8	3	-2	8

Anmerkung: $\Delta I_0 \approx \underbrace{\sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k}}_{\text{Term A}} + \underbrace{\sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k}_{\text{Term B}} + \underbrace{\sum_k [\bar{\lambda}_k - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k}_{\text{Term C}} + \underbrace{\sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu)}_{\text{Term D}}$, wobei θ_k den Lohnanteil der k-ten Gruppe bezeichnet, Querstriche für Durchschnitte zweier Perioden und Δ für Differenzen zwischen zwei Perioden stehen. Die übrigen Symbole sind wie in Tabelle 1 definiert.

Quelle: SOEP-Ost, eigene Berechnungen.

Die Aufspaltung der Änderungen von I_0 nach Berufsbildung und Berufserfahrung zeigt, daß diese fast ausschließlich auf die bereinigten Veränderungen der Ungleichheit zurückzuführen sind. Geringe Effekte durch Änderungen in den Anteilen der Berufsbildungsgruppen lassen sich nur für die Frauen feststellen. Außerdem ist es im Beobachtungszeitraum bei den Frauen durch Veränderungen der durchschnittlichen Löhne zwischen den Gruppen zu einer leichten Abschwächung des Anstiegs der Ungleichheit gekommen, während bei Männern über den gesamten Zeitraum kein Nettoeffekt zu verzeichnen ist (Term D). Mit Ausnahme dieses letztgenannten Effekts ergibt auch die Aufspaltung nach der Berufserfahrung ein sehr ähnliches Bild bezüglich der relativen Bedeutung der einzelnen Terme.

Hingegen zeigt sich bei der Aufspaltung von I_0 nach Wirtschaftszweigen, daß bei den Männern sowohl die Verschiebungen in der Beschäftigungsstruktur als auch die Änderungen der relativen Einkommen zwischen den einzelnen Wirtschaftszweigen den bereinigten Anstieg der Ungleichheit etwas abschwächen. Dies weist auf eine an den relativen Knappheitsverhältnissen orientierte Arbeitskräftemobilität zwischen den Wirtschaftszweigen hin. Bei den Frauen wird der Anstieg der bereinigten Ungleichheit durch Veränderungen der durchschnittlichen Einkommen zwischen den Wirtschaftszweigen noch deutlich verstärkt. In Analogie zur oben gegebenen Begründung für die Entwicklung bei den Männern läßt sich dies mit eingeschränkter sektoraler Mobilität der Frauen begründen.

Eine fundierte Beurteilung der in diesem Abschnitt beschriebenen Entwicklung auf Basis der in Abschnitt 2 formulierten Hypothesen ist nur durch eine empirische Analyse möglich, die auch potentielle Abhängigkeiten zwischen den einzelnen Einflußfaktoren berücksichtigt. Eine derartige Analyse wird im folgenden Abschnitt mit empirischen Lohnfunktionen durchgeführt.

4 Empirische Lohnfunktionen

In der folgenden empirischen Analyse versuchen wir, die relative Bedeutung der in Abschnitt 2 diskutierten möglichen Einflußfaktoren auf die ostdeutsche Lohnstruktur zu quantifizieren. Zu diesem Zwecke schätzen wir verallgemeinerte Lohnfunktionen mit dem logarithmierten Stundenlohn als abhängige Variable und einer Reihe erklärender Variablen, die in Zusammenhang mit den oben diskutierten Hypothesen stehen. Unsere Spezifikation der Lohnfunktion unterscheidet sich in mehreren Aspekten von denjenigen früherer Studien. Wir halten im Gegensatz zu anderen Autoren (Schwarze 1991, Bird, Schwarze und Wagner 1994) eine strenge humankapitaltheoretische Interpretation der Lohnfunktion für nicht geeignet, die ostdeutsche Lohnstruktur zu erklären und beziehen weitere Variablen in die Lohnfunktion ein, die uns erlauben, die verschiedenen Hypothesen aus Abschnitt 2 innerhalb dieses empirischen Rahmens zu interpretieren. Darüberhinaus überprüfen wir auch, ob die in Abschnitt 2.5 dargestellten potentiellen Selektionseffekte die auf Basis der Erwerbstätigen geschätzten Lohnfunktionen beeinflussen.

Die Schätzungen werden mit den Daten des bereits im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen SOEP-Ost durchgeführt, das für eine derartige Untersuchung die notwendige Information enthält. Entsprechend den in Abschnitt 2 dargestellten ökonomischen Hypothesen haben wir in den Lohnfunktionen die folgenden erklärenden Variablen berücksichtigt.

- Berufsbildung,
- Berufserfahrung,
- Firmengröße,
- Wirtschaftszweig und
- Bundesland.

Da wir speziell an strukturellen Änderungen der Determinanten der Entlohnung im Transformationsprozeß interessiert sind und daher die Annahme der Strukturkonstanz der Schätzgleichungen über die Zeit hier nicht vorausgesetzt werden soll, wird die Untersuchung getrennt für die Jahre 1990, 1992 und 1994 durchgeführt. Da außerdem geprüft werden soll, ob sich die Einflußfaktoren auf die Entwicklung der Löhne zwischen Frauen und Männern unterscheiden, erfolgen die Schätzungen getrennt nach Geschlecht. Die Variablen in den Lohnfunktionen sind in Tabelle A2 im Anhang beschrieben. Diese enthält für die drei betrachteten Jahre auch deskriptive Statistiken getrennt nach Geschlecht.

Die Schätzergebnisse für die Lohnfunktionen sind in Tabelle 3 für die Männer und in Tabelle 4 für die Frauen zusammengefaßt. Um auf mögliche Selektionseffekte aufgrund der in Abschnitt 2.5 genannten Faktoren zu testen, haben wir der üblichen Vorgangsweise folgend die Lohnfunktionen auch auf Basis des zweistufigen Verfahrens nach Heckman (1979) geschätzt.⁶ Dabei zeigte sich sowohl für die Frauen als auch für die Männer, daß in keinem der betrachteten Jahre eine statistisch signifikante Selektionsverzerrung vorliegt. Die in den Tabellen 3 und 4 ausgewiesenen Schätzergebnisse beziehen sich daher auf die geschätzten Lohnfunktionen ohne Selektionskorrektur.

⁶ Dabei wird in der ersten Stufe auf Basis der gesamten Stichprobe mittels einer Probit-Gleichung die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit geschätzt. Auf Basis der geschätzten Koeffizienten wird eine Selektionsvariable – der inverse Mills-Quotient – berechnet. Dieser geht in der zweiten Stufe als zusätzliche erklärende Variable in die Lohnfunktion ein. Eine Selektionsverzerrung liegt bei Vernachlässigung dieser Variablen dann vor, wenn der Koeffizient in der Lohnfunktion statistisch signifikant ist (vgl. Heckman 1979). Die Ergebnisse der Probit-Schätzungen und der selektions-korrigierten Lohnfunktionen sind auf Anfrage selbstverständlich verfügbar.

Tabelle 3: Lohnfunktionen für Männer

Variable	1990		1992		1994	
	Koeff.	t	Koeff.	t	Koeff.	t
Berufsbildung (Facharbeiter)						
kein Abschluß	-0,174	-3,92	-0,038	-0,81	-0,073	-1,73
Meister; Ingenieur-, Fachschulabschluß	0,172	11,09	0,147	6,78	0,158	6,00
Hochschulabschluß	0,319	13,57	0,308	8,22	0,331	8,84
Berufserfahrung (in Jahren)	0,012	5,30	0,002	0,56	0,007	1,28
Berufserfahrung quadriert / 100	-0,024	-5,16	-0,007	-0,86	-0,015	-1,37
Betriebsgröße (bis 20 Mitarbeiter)						
20–200	0,065	2,26	0,090	3,38	0,094	3,37
200–2000	0,074	2,68	0,105	3,63	0,227	7,88
>2000	0,098	3,41	0,130	3,92	0,252	7,44
Wirtschaftszweig (Maschinenbau, Elektrotechnik)						
Landwirtschaft/Forstwirtschaft	-0,272	-10,80	-0,187	-4,66	-0,192	-2,67
Bergbau/Energie	0,086	3,17	0,173	4,11	0,068	1,59
Chemie/Kunststoff/Holz/Papier	-0,005	-0,19	0,064	1,59	-0,092	-1,72
Ton/Steine/Erden ; Bau	0,020	0,78	0,201	5,45	0,048	1,22
Eisen/Stahl ; Schwerindustrie	0,044	1,76	0,022	0,56	-0,056	-1,12
Textil/Bekleidung/NuG	-0,070	-2,04	0,035	0,42	-0,035	-0,48
Handel	-0,116	-3,46	-0,019	-0,42	-0,130	-2,90
Bahn / Post / Verkehr	0,000	0,01	-0,020	-0,54	-0,084	-1,95
Öffentliche Dienstleistungen	-0,021	-0,90	-0,041	-1,33	-0,025	-0,59
Privatdienstleistung	-0,149	-2,44	-0,027	-0,48	-0,069	-0,98
Sonstige und fehlerhafte Angaben	-0,041	-1,11	0,108	2,52	-0,023	-0,48
Bundesland (Sachsen)						
Mecklenburg–Vorpommern	0,000	-0,01	0,006	0,21	0,055	1,41
Brandenburg	0,010	0,48	-0,037	-1,33	0,012	0,41
Sachsen–Anhalt	-0,006	-0,29	-0,020	-0,81	-0,044	-1,69
Thüringen	0,026	1,40	-0,091	-3,52	-0,065	-2,33
Ost–Berlin	0,036	1,39	0,115	2,42	0,118	2,73
Konstante	1,933	48,95	2,410	46,41	2,527	38,35
R ²	0,352		0,237		0,296	
$\hat{\sigma}^2$	0,059		0,083		0,082	
Anzahl der Personen	1451		1044		867	

Anmerkung: Bei Dummy-Variablen sind die Basiskategorien in Klammern genannt. Die Standardfehler der OLS Schätzungen wurden heteroskedastie-konsistent berechnet (Huber 1967). Die schraffierten Werte geben die auf dem 5%-Niveau signifikanten Koeffizienten an.

Quelle: SOEP-Ost.

Tabelle 4: Lohnfunktionen für Frauen

Variable	1990		1992		1994	
	Koeff.	t	Koeff.	t	Koeff.	t
Berufsbildung (Facharbeiter)						
kein Abschluß	-0,202	-6,67	-0,175	-3,47	-0,213	-4,03
Meister; Ingenieur-, Fachschulabschluß	0,286	16,27	0,193	9,16	0,199	8,20
Hochschulabschluß	0,436	15,84	0,426	10,85	0,376	9,62
Berufserfahrung (in Jahren)	0,012	5,38	0,015	3,49	0,005	0,97
Berufserfahrung quadriert / 100	-0,024	-4,68	-0,029	-2,91	-0,005	-0,43
Betriebsgröße (bis 20 Mitarbeiter)						
20-200	0,114	4,59	0,096	3,53	0,165	5,75
200-2000	0,115	4,71	0,172	6,06	0,227	7,77
>2000	0,140	5,14	0,207	6,33	0,268	7,36
Wirtschaftszweig (Maschinenbau, Elektrotechnik)						
Landwirtschaft/Forstwirtschaft	-0,114	-3,19	-0,058	-0,71	-0,019	-0,25
Bergbau/Energie	0,111	2,68	0,196	2,48	0,351	4,65
Chemie/Kunststoff/Holz/Papier	0,057	1,51	0,115	1,42	0,102	1,56
Ton/Steine/Erden ; Bau	0,090	2,68	0,176	1,91	0,312	4,68
Eisen/Stahl ; Schwerindustrie	0,032	0,86	0,001	0,01	0,010	0,14
Textil/Bekleidung/NuG	0,005	0,15	-0,070	-0,89	-0,004	-0,04
Handel	0,025	0,89	0,016	0,22	0,000	-0,01
Bahn / Post / Verkehr	0,051	1,45	0,077	1,06	0,204	3,09
Öffentliche Dienstleistungen	0,070	2,54	0,125	1,83	0,226	4,42
Privatdienstleistung	0,088	2,20	0,053	0,71	0,083	1,37
Sonstige und fehlerhafte Angaben	0,062	1,16	0,053	0,68	0,074	1,16
Bundesland (Sachsen)						
Mecklenburg-Vorpommern	0,039	1,60	0,078	3,08	-0,012	-0,31
Brandenburg	0,015	0,74	0,018	0,67	0,011	0,39
Sachsen-Anhalt	-0,008	-0,42	0,005	0,16	-0,017	-0,51
Thüringen	0,007	0,34	-0,011	-0,37	-0,046	-1,50
Ost-Berlin	0,073	2,64	0,080	1,93	0,119	3,42
Konstante	1,634	40,12	2,021	27,06	2,203	30,40
R ²	0,407		0,367		0,422	
$\hat{\sigma}^2$	0,058		0,077		0,082	
Anzahl der Personen	1310		911		775	

Anmerkung: siehe Tabelle 3.

Quelle: SOEP-Ost.

Wie ein Vergleich der multiplen Bestimmtheitsmaße der Schätzungen zeigt, ist der Anteil der erklärten Varianz, der sich auf die im Modell berücksichtigten Einflußfaktoren zurückführen läßt, bei den Männern in allen drei betrachteten Jahren deutlich niedriger als bei den Frauen. Der allgemeine Anstieg des Standardfehlers der Regression zeigt, daß unbeobachtete individuelle Faktoren im Transformationsprozeß an Bedeutung gewonnen haben. Da der Anteil der erklärten Varianz bei den Frauen durchgängig deutlich höher, der Standardfehler der Regression jedoch annähernd gleich wie bei den Männern ist, ist bei ersteren auch die Gesamtvarianz der Stundenlöhne höher. Dies entspricht auch den in Abschnitt 3 ausgewiesenen Ungleichheitsmaßen. Eine mögliche Erklärung für den durch die Modellvariablen höheren Anteil der erklärten Varianz bei den Frauen besteht darin, daß deren Anteil im öffentlichen Dienst sehr hoch ist (über 40% im Jahr 1994, vgl. Anhang Tabelle A2) und in diesem Bereich die Entlohnung aufgrund institutioneller Faktoren stark durch Berufsbildung und Berufserfahrung bestimmt wird (vgl. die entsprechenden *t*-Werte in den Tabellen 3 und 4). Hingegen haben unbeobachtete Faktoren erwartungsgemäß bei Männern, die zu einem viel größeren Teil in der Privatwirtschaft tätig sind, einen stärkeren Einfluß auf die Löhne.

Die in den Tabellen 3 und 4 ausgewiesenen Regressionskoeffizienten geben wegen der semi-logarithmischen Spezifikation der Lohngleichung für Dummy-Variablen näherungsweise das prozentuale Lohndifferential zwischen der dadurch erfaßten Kategorie und der jeweiligen Basiskategorie an, nachdem für die anderen im Modell berücksichtigten Einflußfaktoren statistisch kontrolliert worden ist. So bedeutet bspw. der in Tabelle 3 für die Dummy-Variable *kein Abschluß* für das Jahr 1990 ausgewiesene Wert von $-0,174$, daß Männer ohne Berufsbildungsabschluß einen um ca. 16% ($=\exp(-0,174)-1$)•100) niedrigeren Stundenlohn als Facharbeiter mit sonst gleichen Merkmalen zu erwarten hatten.⁷ Entsprechend haben männliche Meister oder Arbeitskräfte mit einem Ingenieur- oder Fachschulabschluß im Sozialismus einen um ca. 17% höheren Stundenlohn als Facharbeiter erhalten, während ein Hochschulabschluß im Arbeiter- und Bauernstaat immerhin einen Stundenlohn erzielte, der ca. ein Drittel über dem Facharbeiterlohn lag. Noch ausgeprägter waren die Lohndifferentiale im Sozialismus bei den Frauen, insbesondere bei jenen mit weiterführender praktischer Berufsausbildung oder mit Hochschulabschluß, der das mehr als Eineinhalbfache des Stundenlohnes einer Facharbeiterin einbrachte.

Die zeitliche Entwicklung der geschätzten Lohndifferentiale nach *Berufsausbildung* zeigt, daß bei den Männern der Wert einer Facharbeiterausbildung relativ zur Kategorie *kein Abschluß* in der ersten Phase des Transformationsprozesses signifikant abgenommen hat. Zwischen 1992 und 1994 ist dieses Lohndifferential zwar wieder leicht gestiegen (signifikant auf dem 10%-Niveau), hat aber noch nicht das Aus-

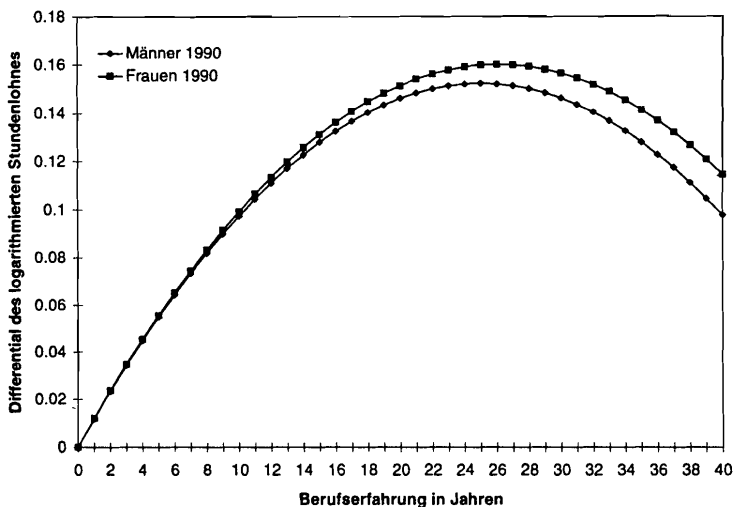
⁷ Für im Absolutbetrag „große“ Koeffizienten gibt der Koeffizient das durch diese Beziehung gegebene Lohndifferential nur näherungsweise an.

gangsniveau erreicht. Das Lohndifferential zwischen Facharbeitern und Absolventen von Meisterlehrgängen bzw. Ingenieur- oder Fachschulen wurde über den Beobachtungszeitraum etwas reduziert, während jenes zwischen Facharbeitern und Arbeitnehmern mit Hochschulabschluß leicht gestiegen ist. Bei den Frauen ohne Berufsbildungsabschluß hat sich das negative Lohndifferential zwischen 1990 und 1994 nicht abgebaut, während sich bei Absolventinnen von Meisterlehrgängen bzw. Ingenieur- oder Fachschulen eine ähnliche Entwicklung wie bei den Männern zeigt. Das vor der Wende bei den Frauen mit Hochschulabschluß noch deutlich größere positive Lohndifferential hat sich bis 1994 dem Niveau der Männer angenähert.

Entsprechend der in der Arbeitsökonomik üblichen Vorgangsweise wird in die Lohnfunktionen die erklärende Variable *Berufserfahrung* in linearer und quadratischer Form aufgenommen. Bei einer individuellen Lohnentwicklung im Lebenszyklus entsprechend der Humankapitaltheorie wären konkave Lohn-/Berufserfahrungsprofile zu erwarten (vgl. dazu bspw. Franz 1991, S. 103ff.). Diese ergäben sich in unserer Spezifikation der Lohnfunktion bei einem positiven Koeffizienten des linearen und einem negativen Koeffizienten des quadratischen Terms der Variablen Berufserfahrung. Wie in Abschnitt 2.4 ausgeführt wurde, ist im Transformationsprozeß mit einer Entwertung des in Form allgemeiner Berufserfahrung entstandenen Humankapitals zu rechnen. Daher erwarten wir, daß sich nach der Wende die bereits in der DDR relativ flachen Lohn-/Berufserfahrungsprofile weiter abgeflacht haben.

Diese Erwartung wird durch unsere Schätzergebnisse zumindest für die Männer bestätigt. Die auf der Basis unserer Schätzungen für das Jahr 1990 ableitbaren Lohn-/Berufserfahrungsprofile sind für Männer und Frauen in Abbildung 4 dargestellt. Diese Profile zeigen keine signifikanten geschlechtsspezifischen Unterschiede und verlaufen im Vergleich zu den für Westdeutschland und anderen Marktwirtschaften berechneten ziemlich flach. Auch weisen sie ungefähr den von Krueger und Pischke (1992) mittels einer anderen Datenbasis für die frühere DDR berechneten Verlauf auf. Auf der Basis statistischer Tests auf die geschätzten Koeffizienten des linearen und quadratischen Terms der Variablen Berufserfahrung zeigt sich (vgl. dazu Tabelle A3), daß diese bei den Männern in den Jahren 1992 und 1994 statistisch nicht signifikant sind, d.h. kein Einfluß der Berufserfahrung auf den Lohn mehr besteht. Hingegen implizieren die entsprechenden Tests für die Frauen in Tabelle A4, daß sich deren Lohn-/Berufserfahrungsprofile in den Jahren 1992 und 1994 statistisch nicht signifikant von jenem vor der Vereinigung unterscheiden.

Abbildung 4: Geschätzte Lohn-/Berufserfahrungsprofile



Quelle: SOEP-Ost, berechnet auf Basis der Schätzungen in Tabellen 3 und 4.

Es erscheint bemerkenswert, daß der Transformationsprozeß bisher zwar bei den Männern, nicht aber bei den Frauen mit einer Entwertung des durch allgemeine Berufserfahrung erworbenen Humankapitals verbunden gewesen ist. Wie unsere statistische Überprüfung potentieller Selektionseffekte gezeigt hat, läßt sich dies nicht darauf zurückführen, daß vorwiegend Frauen mit langer Berufserfahrung, deren Verdienstmöglichkeiten sich aufgrund des Transformationsprozesses gegenüber früher potentiell verschlechtert haben, aus dem Erwerbsleben ausgeschieden bzw. arbeitslos geworden sind. Auch haben wir für Verschiebungen der Wirtschaftsstruktur, die eine geschlechtsspezifische Umbewertung von allgemeinem Humankapital bewirkt haben könnten, zumindest teilweise durch den Wirtschaftszweig und die Firmengröße statistisch kontrolliert. Eine ökonomische Erklärung für die geschlechtsspezifischen Unterschiede bei der Bewertung allgemeiner Berufserfahrung bietet sich daher nicht unmittelbar an.

Wie die Schätzergebnisse für das Jahr 1990 zeigen, wurden auch bereits im Sozialismus bei sonst gleichen beobachtbaren Charakteristika der Arbeitskräfte und innerhalb eines Wirtschaftszweigs mit zunehmender Betriebsgröße höhere Löhne gezahlt. Allerdings hat sich dieses Betriebsgrößendifferential sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen im Transformationsprozeß deutlich erhöht. Im Jahr 1994 konnten in den großen Firmen mit über 2.000 Beschäftigten um ca. 30% höhere

Löhne erzielt werden als in den Firmen mit bis zu 20 Beschäftigten. Da sich dieses hohe Lohndifferential trotz gleicher beobachtbarer Humankapitalausstattung der Beschäftigten und bei gegebenem Wirtschaftszweig ergibt, sind entweder gravierende Marktunvollkommenheiten oder überhaupt eine nicht an der Gewinnerzielung orientierte Lohnbildung zu vermuten. Ersteres ließe sich beispielsweise mit der in Abschnitt 2.3 erwähnten *shirking*-Variante der Effizienzlohntheorie begründen, während das dort für die ostdeutsche Situation gegebene „Fairneß“-Argument nicht bestätigt wird. Es ist natürlich auch möglich, daß durch Betriebsgewerkschaften und die verstärkte Präsenz von Betriebsräten in Großbetrieben über die branchenweiten Tarifverhandlungen hinausgehende Lohnabschlüsse durchgesetzt werden konnten. Für Marktunvollkommenheiten spricht, daß sich vergleichbare Betriebsgrößendifferentiale auch in Westdeutschland und anderen Volkswirtschaften mit mehr oder weniger kompetitiven Arbeitsmärkten als persistent erwiesen haben.⁸ Die alternative Erklärung einer nicht gewinnorientierten betrieblichen Lohnpolitik erscheint nur bei nach wie vor unter Staatseinfluß stehenden Unternehmen plausibel. Da unsere Datenbasis keine Information zur Eigentümerstruktur enthält, kann diese Möglichkeit hier leider nicht geprüft werden.

Mit Ausnahme der relativ geringen Bezahlung in der Land- und Forstwirtschaft, im Handel und im Bereich der privaten Dienstleistungen waren die Branchenlohndifferentiale in der früheren DDR ziemlich schwach ausgeprägt. Auch haben sich bisher im Transformationsprozeß noch keine Differentiale herausgebildet, wie sie für Westdeutschland (vgl. dazu bspw. Möller und Bellmann 1995) und andere entwickelten Volkswirtschaften typisch sind. Andererseits scheint gerade in den Wirtschaftszweigen mit stark expandierender Nachfrage, insbesondere der Baubranche, dem Handel und den Privatdienstleistungen, ein harter Wettbewerb zu bestehen, der wenig Spielraum für Lohnzugeständnisse läßt.⁹ Dies mag auch den deutlichen Rückgang des positiven Lohndifferentials im Bausektor zwischen 1992 und 1994 erklären. Andererseits hat weder im nach wie vor überdimensionierten öffentlichen Sektor noch in den veralteten Schwerindustrien bisher ein merklicher Druck auf die Löhne eingesetzt. Dies zeigt einmal mehr, daß in den Bereichen mit relativ starken Gewerkschaften und geringem Wettbewerbsdruck die relative Lohnposition auch bei starken strukturellen Verschiebungen gehalten werden kann.

Schließlich zeigen die Schätzergebnisse für 1990, daß es bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Wirtschaftsstruktur und der Humankapitalausstattung der Be-

⁸ Theoretische Ansätze zum Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Löhnen werden in einer neueren Studie von Gerlach und Hübler (1995) dargestellt, die auch eine empirische Analyse für Westdeutschland bietet.

⁹ Einschränkend sei allerdings vermerkt, daß durch die wegen z.T. zu geringer Fallzahlen hier vorgenommene Aggregation von Branchen Unschärfen möglich sind. Dies trifft bspw. auch auf den Bereich Privatdienstleistungen zu, in dem bspw. Banken und das Gebäudereinigungsgewerbe zusammengefaßt sind.

schäftigten in der früheren DDR keine regionale Lohndifferenzierung gab. Wie zu erwarten war, hat der einheitliche Berliner Arbeitsmarkt nach der Wende einen gegenüber den anderen neuen Bundesländern stärkeren Anstieg der Löhne in Ost-Berlin bewirkt. Hingegen überrascht in Anbetracht des Stellenwerts Thüringens als aufstrebender Industrieregion das negative regionale Lohndifferential. Als Erklärung dafür bietet sich im Rahmen unserer Schätzung nur an, daß ein Teil der Lohnunterschiede bereits durch die unterschiedliche Wirtschaftsstruktur in den einzelnen Bundesländern erfaßt wird. So werden bspw. die niedrigeren Durchschnittslöhne in Mecklenburg-Vorpommern wesentlich durch das um ca. 20% niedrigere Lohnniveau in der Land- und Forstwirtschaft bestimmt, die in diesem Bundesland noch immer einen dominierenden Stellenwert einnimmt.

5 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Die Ergebnisse unserer empirischen Analyse der Entwicklung der realen Stundenlöhne in Ostdeutschland im Zeitraum 1990 bis 1994 hat wichtige Implikationen für die ökonomische und wirtschaftspolitische Bewertung der Anpassungsfortschritte im Transformationsprozeß zu marktwirtschaftlichen Strukturen sowie deren Auswirkungen auf die Verteilung der Stundenlöhne:

- Im Zuge des allgemeinen starken Anstiegs der Arbeitsverdienste ist es auch zu einer deutlichen Zunahme der Ungleichheit in deren Verteilung gekommen. Der stärkste Anstieg der realen Stundenlöhne wurde im obersten Dezil der Verteilung erzielt. Über den gesamten Zeitraum betrachtet war die Spreizung der Löhne bei den Frauen stärker ausgeprägt als bei den Männern. Obwohl auch in der früheren DDR von einer gleichmäßigen Verteilung der Löhne keine Rede sein konnte, hat sich aus rein distributiver Sicht die Situation etwas verschlechtert. Dem ist jedoch der deutliche Anstieg der realen Stundenlöhne auch im unteren Einkommensbereich gegenüberzustellen.
- Der Großteil der Ungleichheit in der Verteilung der Stundenlöhne läßt sich auf die Ungleichheit *innerhalb* sozio-ökonomischer Gruppen, die nach Berufsbildung, Berufserfahrung und Wirtschaftszweig unterschieden werden können, zurückführen. Die aus Unterschieden *zwischen* diesen Gruppen resultierende Ungleichheit trägt dementsprechend nur zu einem geringen Teil zur gesamten Ungleichheit der Lohnverteilung bei. Dies war zwar auch bereits in der früheren DDR der Fall, jedoch hat sich die relative Bedeutung der erstgenannten Komponente im Transformationsprozeß deutlich erhöht. Dies war zu erwarten, da unter den veränderten Arbeitsmarktbedingungen unbeobachtete individuelle Faktoren, wie persönliche Belastbarkeit, Arbeitsmotivation und Anpassungsfähigkeit, eine größere Bedeutung haben sollten als im Sozialismus.
- Auch in der früheren DDR bestanden ausgeprägte Unterschiede in der Entlohnung nach Berufsbildung. Hochschulabsolventen wurden deutlich besser entlohnt als Arbeitskräfte mit einer weiterführenden praktischen Ausbildung, und diese

wiederm erhalten einen höheren Stundenlohn als Facharbeiter. Auch im Sozialismus wurden Arbeiter ohne Berufsausbildung am schlechtesten bezahlt. Diese Lohndifferentiale waren bei den Frauen noch deutlich stärker ausgeprägt als bei den Männern. Im Transformationsprozeß wurde bei den Frauen das positive Lohndifferential einer Hochschulausbildung etwas abgebaut, während eine Facharbeiterausildung relativ aufgewertet wurde. Diese Umbewertung war aufgrund der Ausbildungsinhalte, der relativen Knappheitsverhältnisse und des Wandels der Wirtschaftsstruktur zu erwarten. Hingegen hat sich bei den Männern die Entlohnung der Facharbeiter relativ zu Ungelernten verringert. Der Arbeitsmarkt scheint hier seine allokative Funktion nur teilweise erfüllt zu haben.

- In der früheren DDR sind die Löhne mit zunehmender Berufserfahrung mit abnehmender Rate gestiegen, wie dies auch für Westdeutschland und andere entwickelte Volkswirtschaften typisch ist. Allerdings sind die Lohn-/Berufserfahrungsprofile im Sozialismus relativ flach verlaufen und haben sich im Gegensatz zu anderen Volkswirtschaften nicht zwischen Männern und Frauen unterschieden. Im Transformationsprozeß wurde das durch allgemeine Berufserfahrung erworbene Humankapital bei den Männern vollständig abgewertet, bei den Frauen ist bisher keine Entwertung eingetreten. Diese geschlechtsspezifischen Unterschiede können nicht durch potentielle Selektionseffekte und Verschiebungen der Wirtschaftsstruktur erklärt werden. Deren Erklärung muß weiterführenden Untersuchungen vorbehalten bleiben. Da der Verlust der Beschäftigung bei älteren männlichen Arbeitnehmern mit einem erheblichen und persistenten Einkommensverlust verbunden gewesen wäre, wird zumindest für diese der massive Einsatz von Frühverrentungen als arbeitsmarkt- und sozialpolitisches Instrument der Beschäftigungsanpassung in der ersten Phase des Transformationsprozesses verständlich. Die Möglichkeit, durch aktive Maßnahmen der Arbeitsmarktpolitik, insbesondere Umschulungsmaßnahmen, diesen Einkommensverlusten gegenzusteuern, erscheint bei älteren Arbeitnehmern aufgrund der relativ kurzen verbleibenden Amortisationsphase einer Humankapitalinvestition äußerst beschränkt.
- Was den Einfluß der Wirtschaftsstruktur auf die Entwicklung der Stundenlöhne anbelangt, zeigen unsere Schätzergebnisse ein differenziertes Bild. Bereits im Sozialismus wurden, auch bei sonst gleichen beobachtbaren Charakteristika der Arbeitskräfte und innerhalb eines Wirtschaftszweigs, in größeren Betrieben deutlich höhere Löhne gezahlt als in kleinen. Diese Betriebsgrößendifferentiale haben sich im Transformationsprozeß noch deutlich erhöht. Ob diese Entwicklung mit höherer Produktivität oder dem Einfluß starker Arbeitnehmervertretungen in größeren Betrieben, Marktunvollkommenheiten im Sinne der Effizienzlohntheorie oder politischen Entscheidungsprozessen in Verbindung steht, konnte hier zwar nicht abschließend geklärt werden. Da eine höhere Produktivität vor allem bei Neugründungen zu erwarten ist und die Gründungsdynamik auch in Ostdeutschland vorwiegend von kleinen Betrieben getragen wird, erscheint ersteres aber eher unwahrscheinlich. Marktunvollkommenheiten und politische Einflußfaktoren dürften auch

die Entwicklung der Lohndifferentiale nach Wirtschaftszweigen erklären. Diese haben sich in den Wirtschaftszweigen mit intensivem Wettbewerb trotz stark expandierender Güternachfrage reduziert, während im öffentlichen Sektor und im stärker geschützten industriellen Bereich kein Druck auf die Löhne festzustellen ist. Diese Entwicklung ist aus allokativer Sicht unerwünscht, die Möglichkeiten der Politik, hier steuernd einzugreifen, sind aufgrund des Primats der Tarifautonomie aber sehr beschränkt.

Anhang

Tabelle A1: Stichprobenselektion

	Männer			Frauen		
	1990	1992	1994	1990	1992	1994
SOEP-Ost	2114	1942	1874	2339	2150	2071
Alter zwischen 16 und 65	1972	1806	1741	2043	1884	1797
Beschäftigt	1796	1373	1270	1619	1133	1061
Nicht Selbständig	1727	1248	1119	1580	1071	992
Nicht geringfügig erwerbs- tätig, nicht Beamte, nicht Wehrdienstleistende	1725	1214	1069	1571	1058	964
Nicht in Berufsausbildung, nicht im Mutterjahr	1648	1135	987	1516	976	863
Über der Sozialversiche- rungsgrenze	1648	1134	985	1514	975	861
Monatslohn vorhanden	1554	1089	949	1423	949	828
Stundenlohn vorhanden	1468	1055	911	1333	915	791
Sonst keine fehlenden An- gaben	1441	1044	867	1310	911	775

Anmerkung: Die Sozialversicherungsgrenze beträgt ein Siebtel der Bezugsgrößen gemäß SGB IV § 18. Folgende Bezugsgrößen wurden verwendet: 1990: 1400 DM; 1992: 2100 DM; 1994: 3080 DM (Statistisches Taschenbuch Gesundheit, Bundesministerium für Gesundheit 1994).

Quelle: SOEP-Ost.

Tabelle A2: Anteile / Mittelwerte und Standardabweichungen der Variablen in den Lohnfunktionen

Variable	Männer			Frauen		
	1990	1992	1994	1990	1992	1994
Log Stundenlohn	2,151 (0,30)	2,581 (0,33)	2,740 (0,34)	1,996 (0,31)	2,458 (0,34)	2,662 (0,37)
Berufsbildung (Facharbeiter)						
kein Abschluß	0,029	0,038	0,032	0,066	0,059	0,071
Meister; Ingenieur, Fachschulabschluß	0,227	0,209	0,190	0,227	0,279	0,276
Hochschulabschluß	0,119	0,114	0,115	0,082	0,093	0,103
Berufserfahrung (in Jahren)	21,05 (11,78)	20,52 (10,61)	21,08 (10,15)	20,82 (11,81)	19,75 (0,34)	20,17 (10,02)
Betriebsgröße (bis 20 Mitarbeiter)						
20–200	0,273	0,361	0,373	0,311	0,366	0,334
200–2000	0,371	0,257	0,215	0,364	0,222	0,236
>2000	0,285	0,171	0,160	0,211	0,194	0,195
Wirtschaftszweig (Maschinenbau, Elektrotechnik)						
Landwirtschaft/Forstwirtschaft	0,163	0,057	0,035	0,084	0,031	0,022
Bergbau/Energie	0,063	0,047	0,048	0,027	0,024	0,018
Chemie/Kunststoff/Holz/Papier	0,059	0,057	0,061	0,054	0,027	0,031
Ton/Steine/Erden ; Bau	0,111	0,154	0,210	0,035	0,023	0,030
Eisen/Stahl ; Schwerindustrie	0,058	0,090	0,078	0,038	0,032	0,031
Textil/Bekleidung/NuG	0,043	0,024	0,015	0,069	0,043	0,021
Handel	0,037	0,069	0,084	0,126	0,134	0,128
Bahn / Post / Verkehr	0,101	0,099	0,093	0,063	0,058	0,050
Öffentliche Dienstleistungen	0,140	0,174	0,145	0,324	0,426	0,441
Privatdienstleistung	0,017	0,030	0,038	0,040	0,097	0,119
Sonstige und fehlerhafte Angaben	0,039	0,094	0,089	0,031	0,063	0,070
Bundesland (Sachsen)						
Mecklenburg–Vorpommern	0,123	0,103	0,108	0,110	0,103	0,099
Brandenburg	0,155	0,163	0,152	0,155	0,147	0,152
Sachsen–Anhalt	0,185	0,193	0,183	0,189	0,203	0,188
Thüringen	0,167	0,166	0,170	0,173	0,164	0,157
Ost–Berlin	0,062	0,068	0,066	0,072	0,086	0,088
Anzahl der Personen	1451	1044	867	1310	911	775

Anmerkung: Bei Dummy-Variablen sind die Basiskategorien in Klammern genannt. Bei metrischen Variablen sind unter den Mittelwerten in Klammern die Standardabweichungen angegeben.

Quelle: SOEP–Ost, eigene Berechnungen.

Tabelle A3: Tests für die Signifikanz der Berufserfahrung

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$	1990		1992		1994	
	F-Wert	p-Wert	F-Wert	p-Wert	F-Wert	p-Wert
Männer	14,06	0,0000	1,14	0,3206	0,99	0,3710
Frauen	16,24	0,0000	8,46	0,0002	3,86	0,0215

Anmerkung: β_1 und β_2 bezeichnen die Koeffizienten der Variablen *Berufserfahrung* und *Berufserfahrung quadriert / 100* der in den in Tabellen 2 und 3 geschätzten Lohnfunktionen.

Tabelle A4: Tests für die Signifikanz der Änderung der Berufserfahrung bei Frauen

H_0	F-Wert	p-Wert
${}_{90}\Delta_{92}\beta_1 = {}_{90}\Delta_{92}\beta_2 = 0$	0,14	0,8736
${}_{92}\Delta_{94}\beta_1 = {}_{92}\Delta_{94}\beta_2 = 0$	1,42	0,2426

Anmerkung: ${}_{90}\Delta_{92}\beta_1$ bezeichnet bspw. die Änderung von β_1 zwischen 1990 und 1992.

Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A. et al. (1991): East Germany in from the cold: the economic aftermath of currency union; *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991/1: 1–87.
- Akerlof, G. A., Yellen, J. L. (1990): The fair wage–effort hypothesis and unemployment; *Quarterly Journal of Economics*, 105: 255–283.
- Bellmann, L. (1992): Entlohnung in den neuen Bundesländern. Strukturelle Determinanten der Einkommensunterschiede aus den Daten des Arbeitsmarktmonitors; *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 1/92: 27–31.
- Bielenski, H. et al. (1992): Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer. Eine Arbeitsmarktumfrage der Bundesanstalt für Arbeit: Zwischenbilanz und ausgewählte Ergebnisse; *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 2/92: 136–157.
- Bispinck, R. und WSI-Tarifarchiv (1994): Zwischen Revision und Angleichung – Der schwierige Spagat der Tarifpolitik in Ostdeutschland im Jahr 1993, *WSI Mitteilungen* 3/94, S. 154–165.
- Bird, E. J., Schwarze, J., Wagner, G. G. (1994): Wage effects of the move toward free markets in East Germany, *Industrial and Labor Relations Review*, 47, 3: 390–400.
- Burda, M., Funke, M. (1993): German trade unions after unification – third degree wage discriminating monopolies?; *Weltwirtschaftliches Archiv*, 129, 547–560.
- Cowell, F. A. (1995): *Measuring Inequality* (2. Aufl.), *LSE Handbooks in Economics*, Prentice Hall–Harvester Wheatsheaf, London.
- Franz, W. (1991): *Arbeitsmarktökonomik*; Springer, Berlin.
- Franz, W. (1993): Aus der Kälte in die Arbeitslosigkeit. Eine Zwischenbilanz der ostdeutschen Arbeitsmarktentwicklung; *ZEW–Wirtschaftsanalysen*, 1, Nr. 1: 4–23.
- Frick J., Hauser, R., Müller, K. Wagner, G. (1993): Die Auswirkungen der hohen Unterbeschäftigung in Ostdeutschland auf die personelle Einkommensentwicklung, in: Neubäumer, R. (Hrsg.), *Arbeitsmarkt kontrovers: Analysen und Konzepte für Ostdeutschland*.
- Gerlach, K., Hübler, O. (1995): Betriebsgröße und Einkommen – Erklärungen, Entwicklungstendenzen und Mobilitätseinflüsse; in: Steiner, V., und Bellmann, L., *Mikroökonomik des Arbeitsmarktes; Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Band 192, Nürnberg.
- Härdle, W., Müller M. (1993): Nichtparametrische Glättungsmethoden in der alltäglichen statistischen Praxis; *Allgemeines Statistisches Archiv*, 77, 9–31.
- Harhoff, D., Stahl, K. (1994): Unternehmensentwicklung in den neuen Bundesländern – Erste empirische Ergebnisse; in: König, H. und Steiner, V. (Hrsg.), *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland*; Schriftenreihe des ZEW, Band 1, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden–Baden.
- Hauser, R. (1992): Die personelle Einkommensverteilung in den alten und neuen Bundesländern vor der Vereinigung – Probleme eines empirischen Vergleichs und der Abschätzung von Entwicklungstendenzen, in: Kleinhenz, G. (Hrsg.): *Sozialpolitik im vereinten Deutschland II*, Berlin, S. 37–72.
- Hauser, R. (1995): Die Entwicklung der Einkommensverteilung in den neuen Bundesländern seit der Wende; in: Diewald, M. und Mayer, K.–U. (Hrsg.), *Zwischenbilanz der Wiedervereinigung*, Leske + Budrich, Opladen.
- Hauser, R., Wagner, G. (1996): Die Einkommensverteilung in Ostdeutschland – Darstellung, Vergleich und Determinanten für die Jahre 1990 bis 1994, in Hauser, R. (Hrsg.), *Sozialpolitik im vereinten Deutschland*, Berlin.
- Heckman, J. (1979): Sample selection bias as a specification error; *Econometrica*, 47, S. 153–161.
- Huber, P. J. (1967): The behavior of maximum likelihood estimates under non–standard conditions. *Proceedings of the Fifth Berklee Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 1, S. 221–233.

- Jenkins, S. (1995): Accounting for inequality trends: decomposition analysis for the UK, 1971 – 86; *Economic Journal*, 62, S. 29–63.
- Katz, L. F. (1986): Efficiency wage theories: a partial evaluation; in: Fischer, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1986*; MIT Press, Cambridge, Mass.
- Krueger, A. B., Pischke, J.-S. (1992): A comparative analysis of East and West German labor markets before and after unification; ZEW Discussion Paper No 92–11, Mannheim.
- Licht, G., Steiner, V. (1991): Stichprobenselektion, unbeobachtete Heterogenität und Humankapitaleffekte bei der Schätzung von Lohnfunktionen mit Paneldaten; in Rendtel, U. und Wagner, G. (Hrsg.), *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*, Campus, Frankfurt/New York.
- Licht, G., Steiner, V. (1994): Where have all the workers gone? Employment termination in East Germany after unification; in: Schwarze, J., Buttler, F., Wagner, G. G. (eds.), *Labour Market Dynamics in Present Day Germany*, Campus / Westview.
- Möller, J., Bellmann, L. (1995): Der Wandel der interindustriellen und qualifikatorischen Lohnstruktur im Verarbeitenden Gewerbe; in: Franz, W., Steiner V. (Hrsg.), *Der westdeutsche Arbeitsmarkt im strukturellen Anpassungsprozeß*; ZEW Wirtschaftsanalysen, Jahrgang 3, Band 3, S. 65 – 90, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden–Baden.
- Paqué, K. (1993): East/west–wage rigidity in United Germany: causes and consequences; Kiel Working Paper No. 572, Kiel.
- Pischke, J., Staat, M., Vögele, S. (1994): Arbeitslosigkeit, Löhne und Weiterbildung: Warum pendeln Ostdeutsche in den Westen?; in: König, H., Steiner, V. (Hrsg.), *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland*; Schriftenreihe des ZEW, Band 1, Nomos Verlagsgesellschaft, Baden–Baden.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1993): *Zeit zum Handeln – Antriebskräfte stärken. Jahresgutachten 1993/94*; Metzler–Poeschel, Stuttgart.
- Siebert, H. (1992): *Das Wagnis der Einheit. Eine wirtschaftspolitische Therapie*; DVA, Stuttgart.
- Sinn, G., Sinn, H. (1992): *Kaltstart: Volkswirtschaftliche Aspekte der deutschen Vereinigung* (2. Auflage), Mohr–Siebeck, Tübingen.
- Schupp, J., Wagner, G. (1990): Die DDR–Stichprobe des Sozio–ökonomischen Panels – Konzeption und Feldarbeit der 'Basiserhebung '90' in der DDR; *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 2/3–1990, S. 152–159.
- Schwarze, J. (1991): Ausbildung und Einkommen von Männern. Einkommensfunktionsschätzungen für die ehemalige DDR und die Bundesrepublik Deutschland; *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt– und Berufsforschung*, 1991/1: 63–69.
- Schwarze, J. (1993): Qualifikation, Überqualifikation und Phasen des Transformationsprozesses – Die Entwicklung der Lohnstruktur in den neuen Bundesländern, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 211, S. 90 – 107.
- Steiner, V. (1994): Langzeitarbeitslosigkeit während des Übergangs zur Marktwirtschaft – Ostdeutschland nach der Vereinigung; in: König, H., Steiner, V. (Hrsg.), *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland. Erfahrungen und Perspektiven des Transformationsprozesses*; Nomos–Verlag, Baden–Baden.
- Steiner, V., Bellmann, L. (1995): The East German wage structure in the transition to a market economy; *LABOUR – Review of Labour Economics and Industrial Relations* 1995, Vol. 8, 3, S. 539 – 560.
- Steiner, V., Kraus, F. (1995a): Structural differences in long–term unemployment between West and East Germany after unification; *Beihefte zur Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung – Applied Economics Quarterly*, Heft 43, S. 111– 134.
- Steiner, V., Kraus, F. (1995b): Aufsteiger und Absteiger in der ostdeutschen Einkommensverteilung; in: Diewald, M. und Mayer, K.–U. (Hrsg.), *Zwischenbilanz der Wiedervereinigung*, Leske + Budrich, Opladen.
- Wagner, G. (1991): Die Erhebung von Einkommensdaten im Sozio–ökonomischen Panel (SOEP); in: Rendtel, U., Wagner, G. (Hrsg.), *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*, Campus, Frankfurt / New York.