

Diskussionspapiere

272

Regina T. Riphahn

Bruttoeinkommensverteilung in  
Deutschland 1984 - 1999 und  
Ungleichheit unter ausländischen  
Erwerbstätigen

Berlin, Januar 2002



**DIW** Berlin

Deutsches Institut  
für Wirtschaftsforschung

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

DIW Berlin  
Deutsches Institut  
für Wirtschaftsforschung  
Königin-Luise-Str. 5  
14195 Berlin  
Tel. (030) 897 89-0  
Fax (030) 897 89-200  
[www.diw.de](http://www.diw.de)

ISSN 1619-4535

# **Bruttoeinkommensverteilung in Deutschland 1984 - 1999 und Ungleichheit unter ausländischen Erwerbstätigen**

von

Regina T. Riphahn

## **Zusammenfassung**

Diese Studie betrachtet die im deutschen sozioökonomischen Panel (GSOEP) erfassten gewichteten monatlichen Bruttoverdienste vollzeitbeschäftigter Erwerbstätiger in der Periode 1984 bis 1999. Dabei werden einige Aspekte der Einkommensverteilung aufgedeckt, die von der bislang allgemein unterstellten Stabilität abweichen. Einer dieser Aspekte ist der deutliche Anstieg der Ungleichheit unter den Arbeitseinkommen vollzeiterwerbstätiger ausländischer Männer in Westdeutschland seit 1990. Als mögliche Determinanten dieser Entwicklung werden sowohl die Merkmalsverteilung dieser Gruppe, als auch die ausländerspezifische Renditeentwicklung auf diese Merkmale untersucht. Die Merkmalsverteilung und die Renditen weisen Entwicklungen auf, die kausal hinter einer steigenden Einkommensungleichheit stehen können. Diese Trends sind als Anreize für Humankapitalinvestitionen von hoher Bedeutung und werden hier erstmals aufgezeigt.

**Kennworte:** Einkommensverteilung, Verdienstfunktion, Ausländer, Einkommensungleichheit

- WWZ - Universität Basel - Petersgraben 51 - CH - 4003 Basel -  
- Tel: +41 - 61 - 267 3367 - Fax: - 267 3351 - Email: [regina.riphahn@unibas.ch](mailto:regina.riphahn@unibas.ch) -

## A. Einführung

Die Thematik der Einkommensverteilung in Deutschland genießt sowohl aktuelles öffentliches als auch dauerhafteres wissenschaftliches Interesse: Im Rahmen des ersten Armuts- und Reichtumsberichtes der Bundesregierung gelangten im Jahr 2001 erstmals die mit der Einkommens- und Vermögensverteilung verbundenen Fragestellungen ins Rampenlicht. Dabei werden unter Ökonomen Fragen der Einkommensverteilung unter dem Schlagwort der "Lohnspreizung" schon lange und deutlich pointierter gestellt (beispielsweise SVR 2000, Ziffer 416 ff.). Angesichts der im Vergleich zu Ländern mit stärkerer Einkommensungleichheit hohen Arbeitslosigkeit in Deutschland wird verstärkte Lohnspreizung zur Lösung des Unterbeschäftigungsproblems gefordert. Der Vorteil der Lohnspreizung liegt nicht nur darin, dass die Aufweichung der unteren Tarifgrenzen zu zusätzlicher Beschäftigung für Geringqualifizierte beiträgt. Darüber hinaus verspricht man sich durch eine stärkere Streuung der Entlohnung im oberen Bereich verstärkte Anreize für Humankapitalinvestitionen.

Angesichts des breiten Interesses für Fragen der Einkommensverteilung ist es erstaunlich, wie wenig empirische Langfriststudien zu dieser Thematik vorliegen. Zahlreiche Beiträge zur Einkommensverteilung untersuchen den haushaltsspezifischen Wohlstand auf Basis von Nettohaushaltsäquivalenzeinkommen.<sup>1</sup> Diese Untersuchungen lassen jedoch die Verteilung von unkorrigierten Arbeitseinkommen im Sinne einer Betrachtung des Preises für Arbeit unberücksichtigt.

Der Preis für Arbeit wurde von Steiner und Wagner (1998) für Männer in den 1980er Jahren thematisiert. Eine detaillierte Studie der Stundenlöhne für Männer in der Zeit von 1984 bis 1997 präsentiert Prasad (2000). Steiner und Hölzle (2000) betrachten die Konvergenz der Löhne in Ost- und Westdeutschland seit 1990 und Hunt (2001) konzentriert sich auf die Bruttomonatslohnentwicklung von 1990 bis 1996. Alle diese Untersuchungen wurden mit den Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) erstellt. Fitzenberger (1998) nutzt für seine detaillierte Analyse der Tageslöhne von Männern in den Jahren 1975-1990 die Daten der Beschäftigtenstichprobe der Bundesanstalt für Arbeit. Becker (2000) vergleicht die Einkommenssituation der Jahre 1988 und 1993 in einer Dekomposition der Haushaltsäquivalenzeinkommen mit Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe. Das Ergebnis betont die Bedeutung der Verteilung der Bruttoarbeitseinkommen auch aus der Sicht der Wohstandsmessung.<sup>2</sup>

---

<sup>1</sup> Siehe Bundesregierung (2001), Grabka et al. (1999) oder Krause et al. (2001) und dort angegebene Quellen.

<sup>2</sup> "Die Zerlegung der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten ergibt, dass die Verteilungsungleichheit zum größten Teil durch die Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit bestimmt wird." (Becker 2000, S. 400)

Eine Darstellung der Bruttoeinkommensentwicklung bis zum Ende der 90er Jahre für die Gesamtbevölkerung fehlt in der Literatur und wird hier geleistet. Im Einzelnen wird die Entwicklung der Bruttomonatseinkommen für vollzeiterwerbstätige Frauen und Männer, Deutsche und Ausländer, in den alten und neuen Bundesländern sowie in privatwirtschaftlichen Beschäftigungsverhältnissen und im öffentlichen Dienst verglichen. Von vorherigen Studien unterscheidet sich die Untersuchung durch die Berücksichtigung von Bruttomonatseinkommen mit und ohne Sonderzahlungen, durch die Betrachtung der Situation mit und ohne bezahlte Überstunden, durch die Beschreibung der Entwicklung auch für weibliche und ausländische Beschäftigte, sowie durch die Auswertung von Daten bis zum Jahr 1999 einschließlich.

Datensatz, Stichproben und Variablendefinitionen werden im ersten Teil des nächsten Abschnitts beschrieben. Es folgt eine Darstellung der Bruttoeinkommensentwicklung in den letzten 16 Jahren für unterschiedlich abgegrenzte Bevölkerungsgruppen. Diese Beschreibung macht Aspekte deutlich, die in der wissenschaftlichen Diskussion bislang übersehen wurden. Nach einem Überblick über Theorie und Methodik in der Literatur zur Einkommensverteilung in Kapitel 3 wird einer dieser Aspekte, nämlich der drastische Anstieg in der Einkommensungleichheit unter ausländischen Beschäftigten, in Abschnitt 4 detailliert auf seine Determinanten hin untersucht. Abschnitt 5 fasst die Studie zusammen und stellt das weitere Forschungsprogramm dar.

## **B. Beschreibung der Daten und erste Evidenz**

### **I. Datensatz und Stichprobe**

Zur Betrachtung der personalen Einkommensentwicklung in Deutschland stehen verschiedene Datensätze zur Verfügung. Dazu gehören der Mikrozensus, die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) sowie das deutsche sozioökonomische Panel (GSOEP). Dabei ist jeder Datensatz durch spezifische Vor- und Nachteile gekennzeichnet. So erfasst die repräsentative Befragung im Mikrozensus das Einkommen nur in Nettoeinkommensgruppen. Die EVS nutzt ebenfalls eine große Stichprobe und erfasst detaillierte Einkommensmaße. Sie ist jedoch nicht repräsentativ, wird nur alle 5 Jahre erhoben und schließt Individuen mit Einkommen oberhalb eines monatlichen Maximalwertes von der Befragung aus.

Hier werden die Daten des sozioökonomischen Panels genutzt (siehe SOEP Group 2001). Dabei handelt es sich um die seit 1984 jährlich wiederholte Befragung von anfangs circa 6.000 deutschen Haushalten mit rund 12.000 Personen. Die Basisstichprobe enthält überproportional viele Ausländer und wurde 1990 um ostdeutsche Haushalte mit circa 4.500 Personen ergänzt. Seit 1994 werden zusätzlich Informationen von Immigranten erhoben und seit 1998 wird eine zusätzliche Ergänzungsstichprobe mit ungefähr 2.000 Personen befragt. Der Vorteil des GSOEP liegt darin, dass von der gesamten Zufallsstichprobe Bruttoeinkommen erfasst werden.

Wenngleich die Stichprobe deutlich kleiner ist als die der anderen beiden Datensätze, können doch mit Hilfe von Querschnittsgewichten repräsentative Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland berechnet werden.

Die hier untersuchte Stichprobe besteht aus Individuen, die folgende für diese Art von Untersuchungen üblichen Kriterien erfüllen: (a) vollzeitbeschäftigt, (b) zwischen 18 und 65 Jahre alt, (c) Bruttomonatseinkommen angegeben, (d) nicht in Ausbildung, nicht selbständig, nicht mithelfende Familienangehörige, nicht Landwirte. Das unterste halbe Prozent der Stichprobe mit den niedrigsten Bruttoeinkommen wird von der Stichprobe ausgeschlossen, da im Bereich von unter 1122 DM Bruttoeinkommen (in 1995er DM) nahezu zwingend Messfehler bei der Einkommensangabe vorliegen.

Die resultierende Stichprobe wird für Männer und Frauen, für Ost- und Westdeutschland getrennt betrachtet sowie nach deutscher Nationalität unterteilt. Tabelle 1 beschreibt die Stichprobe. In der Literatur wurde die Betrachtung der Einkommen von vollzeiterwerbstätigen Frauen bislang vernachlässigt. Der Grund dafür liegt in der potentiellen Selektivität bei Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen von Frauen, die oft eine niedrigere Erwerbsquote als Männer aufweisen. Dieses Problem bleibt im deskriptiven Teil dieser Studie unberücksichtigt.

\*\*\* Hier Tabelle 1 \*\*\*

## II. Definition der Einkommensvariablen

Das GSOEP erfasst die Bruttoeinkommen Erwerbstätiger auf zweifache Weise. Zum einen wird im Rahmen eines "Einkommenskalendariums" rückblickend für das vergangene Kalenderjahr das durchschnittliche monatliche Bruttoeinkommen erfragt. Dieses umfasst den Lohn oder das Gehalt als Arbeitnehmer einschließlich je nach Befragungsjahr: Kurzarbeitergeld, Schlechtwettergeld, Krankengeld, Ausbildungsvergütung, Vorruhestandsbezüge oder Lohnfortzahlung im Krankheitsfall. Darüber hinaus wird erfragt, wie hoch der Bruttoverdienst (ohne Kindergeld und Sonderzahlungen wie beispielsweise Urlaubsgeld, aber einschließlich Überstundenentgelt) im letzten Monat vor der Befragung war. Diese Variable wird in der vorliegenden Analyse ausgewertet. Ein Vorteil gegenüber der Entgeltvariable aus dem letzten Kalenderjahr ist, dass die Information aktuell und damit präziser vorliegen sollte als ein selbst berechneter Mittelwert über verschiedene Einkommensstypen des vergangenen Jahres.<sup>3</sup> Außerdem ist der für den letzten Monat erfragte Wert enger an die tatsächliche Arbeitsleistung gebunden als die Mischung aus Einkommen und Transfers aus dem Vorjahr.

---

<sup>3</sup> Steiner und Wagner (1998) verwenden die retrospektive Information für ihre Analyse der Bruttolohnentwicklung in den 80er Jahren, Steiner und Hölzle (2000) sowie Prasad (2000) nutzen die Vormonatsinformation zur Berechnung von Stundenlöhnen, und Hunt (2001) untersucht die Monatseinkommen aus dem Vormonat.

Neben dem Bruttoeinkommen liegen ebenfalls Informationen zum Nettoeinkommen des letzten Monats vor. Diese Größe wird durch die institutionellen Regeln von Steuersystem und Familienleistungsausgleich bestimmt und ist daher ein wichtiger Indikator für Analysen der Wohlstandssituation von Haushalten. Da das Interesse hier aber dem Preis des heterogenen Gutes Arbeit und seiner Entwicklung über die Zeit gilt, liegt der Fokus auf der Bruttogröße.

Drei Alternativen zur Betrachtung von reinen Bruttomonatseinkommen sind möglich: Erstens könnten Stundenlöhne berücksichtigt werden, zweitens könnte das Entgelt um betriebliche Sonderzahlungen wie Urlaubsgeld, 13. oder 14. Monatsgehalt, Weihnachtsgeld, Gewinnbeteiligung oder ähnliches ergänzt werden und drittens könnten bezahlte Überstunden aus dem Bruttoentgelt herausgerechnet werden. Eine Berechnung von Stundenlöhnen wird hier – Hunt (2001) folgend – nicht vorgenommen, da die Information zur vereinbarten bzw. tatsächlichen Arbeitszeit zum einen nicht für alle Beobachtungen bereit steht und zum anderen mit Messfehlern behaftet ist.

Informationen zu Sonderzahlungen (jährlich erfragt für das vergangene Kalenderjahr) werden hingegen in der deskriptiven Analyse ausgewertet. Dazu wird die Summe der Jahressonderzahlungen anteilig den Bruttomonatseinkommen zugerechnet. Über die Ergebnisse berichtet der nächste Unterabschnitt, wobei auch hier fehlende Werte bei den Angaben zu Sonderzahlungen zu einem Rückgang der Stichprobengröße um fast 25 Prozent führen.<sup>4</sup>

Ein Charakteristikum unseres Einkommensmaßes ist, dass es zwar einheitlich für Vollzeitbeschäftigte erhoben wird, jedoch möglicherweise die Bezahlung stark unterschiedlicher Arbeitsleistungen vergleicht, da Überstundenentlohnungen im monatlichen Bruttoeinkommen mit enthalten sein können. Hier ergibt sich die Frage nach der präzisen Definition des Preises für Arbeit, dessen Verteilung uns interessiert: Handelt es sich um die pauschale Bruttoentlohnung für einen Monat Tätigkeit in einer Vollzeitwerbstätigkeit, oder den exakten Preis für eine vertraglich vereinbarte Arbeitszeit? Im ersten Fall werden Gehaltszuschläge infolge von Überstunden mit berücksichtigt, im zweiten Fall müssen sie heraus gerechnet werden. Hierbei ist erstens zu beachten, dass bereits bei der Abgrenzung der Stichprobe auf Vollzeitwerbstätige Variationen in der vereinbarten Arbeitszeit bestehen und zweitens, dass sich Arbeitsleistung nicht nur durch die Zahl der (Über-) Stunden unterscheiden, sondern auch in vielen, zum Teil unbeobachtbaren Kategorien, wie etwa dem Arbeitseinsatz. Vor diesem Hintergrund (und angesichts ganz vergleichbarer Abgrenzungs- und Definitionsprobleme bei der Betrachtung von Stundenlöhnen) kann man argumentieren, dass die hier relevante Vergleichsgröße der Preis für einen Monat Vollzeitbeschäftigung ist, unabhängig davon, ob an einem gegebenen Arbeitsplatz Überstunden (bezahlt oder unbezahlt) zu leisten sind. Somit wäre die Frage nach möglichen

---

<sup>4</sup> Andere Beispiele für Studien mit Korrekturen für Sonderzahlungen in der Literatur sind Steiner und Hölzle (2000) in der Betrachtung von Stundenlöhnen, und Steiner und Wagner für die Analyse von Monatseinkommen (1998). Prasad (2000) und Hunt (2001) hingegen lassen Sonderzahlungen in der Betrachtung von Stundenlöhnen und Monatseinkommen unberücksichtigt.

entgoltenen Überstunden für die weitere Analyse unschädlich.

Alternativ könnte man jedoch auch argumentieren, dass das Gut "ein Monat Vollzeitwerbstätigkeit" so homogen wie möglich definiert werden sollte, damit seine Preise vergleichbar sind. In diesem Fall ist es plausibel die Entlohnung für zusätzlich erbrachte Arbeit aus dem Monatslohn heraus zu rechnen.

In unserer Stichprobe geben circa 42 Prozent der Befragten an, im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben. Bei ihnen fielen im Mittel monatlich 22 Überstunden an, die bei 31 Prozent der Personen, die Überstunden leisten, durch zusätzliche Bezahlung, bei 26 Prozent durch Freizeit, bei 20 Prozent der Befragten durch eine Mischung von Entgelt und Freizeit und bei den Verbleibenden 23 Prozent gar nicht abgegolten wurde. Ein interessantes Phänomen ist, dass sich der Anteil der Überstunden Leistenden im Betrachtungszeitraum (messbar von 1986 bis 1999) laufend von 45 auf 55 Prozent erhöht hat. Die Entwicklung wurde begleitet von einem deutlichen Rückgang des Anteils derjenigen Überstunden Leistenden, deren Überstunden bezahlt wurde (von 40 Prozent im Jahr 1986 auf zuletzt 18 Prozent 1999) und einem Anstieg des Anteils derer, die durch Freizeit oder eine Mischung von Entgelt und Freizeit ausgleichen (von 32 auf 58 Prozent). – Im Folgenden werden alle Untersuchungen doppelt, mit und ohne Kontrolle für bezahlte Überstunden durchgeführt. Es ergibt sich durchgehend, dass die Berücksichtigung der Überstunden nicht zu abweichenden Ergebnissen führt.

Je nach Indikator für die Einkommensverteilung und ihre Entwicklung spielt die intertemporale Vergleichbarkeit der Größen eine Rolle. Daher wurden alle nominalen Größen auf Basis des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte in Bezug auf das Referenzjahr 1995 deflationiert (SVR 2000). Diese Korrektur erfolgt anhand separater Preisindizes für Ost- und Westdeutschland, die die jeweilige Preisentwicklung korrigieren, aber keine Anpassung für Kaufkraftunterschiede herstellen.

### **III. Empirische Evidenz**

Die Entwicklung der Bruttoeinkommen seit 1984 ist in Tabelle 2 und in Abbildungen 1-10 beschrieben. Die Entwicklung der realen Medianeinkommen und der Einkommensverteilung lässt sich wie folgt beschreiben<sup>5</sup>:

a. Abbildungen 1 und 3 beschreiben die Entwicklung der monatlichen Bruttoeinkommen für Vollzeitwerbstätige am Median. Die Medianeinkommen haben sich vor 1991 für beide Geschlechter in den alten Bundesländern (ABL) sehr ähnlich entwickelt, während die Zeit seit 1991 deutlich stärkere Einkommenszuwächse für Frauen mit sich brachte. Zwischen 1991 und

---

<sup>5</sup> Da im Datensatz Jahressonderzahlungen eines Kalenderjahres erst im darauffolgenden Jahr erfasst werden liegen die Gesamtangaben nur bis zur vorletzten Befragung vor.

1999 stiegen die realen Bruttoeinkommen für Frauen um 13,3 Prozent, für Männer um nur 7,3 Prozent.

Auch in den neuen Bundesländern (NBL, siehe Abbildung 3) ist der reale Einkommenszuwachs für Frauen deutlich höher als für Männer und liegt bei 63 verglichen zu 38 Prozent seit 1991. Eine Determinante der drastischen Einkommenserhöhung bei Frauen liegt sicherlich in der Selektion in die Erwerbstätigkeit. Wenn nur hochqualifizierte Frauen ihre Arbeitsplätze bei fallender Arbeitsnachfrage halten können, ist ein steigendes mittleres Einkommen wenig verwunderlich.

b. Abbildungen 1 und 3 zeigen weiter, dass sich die Einkommensentwicklung mit und ohne Sonderzahlungen kaum unterscheidet. Abbildungen 6 und 8 beschreiben die 90/10-Verhältnisse der Einkommensverteilung.<sup>6</sup> Auch hier sind keine wesentlichen Unterschiede in der Entwicklung der Verteilung mit und ohne Sonderzahlungen zu erkennen. Daher scheint es gerechtfertigt, in der empirischen Untersuchung auf die längere Reihe der Bruttolöhne ohne Sonderzahlungen zurückzugreifen, für die mehr Beobachtungen vorliegen.

Auffällig in den Abbildungen 6 und 8 sind die stark steigende Ungleichheit in den Bruttoeinkommen der Männer in den ABL und der Frauen in den NBL. Erstere weisen einen Sprung im 90/10-Verhältnis von 2,2 im Jahre 1992 auf 2,7 im Jahr 1999 auf. Noch gravierender ist der Anstieg der gleichen Maßzahl für Frauen in den NBL von 1,9 auf 2,8 zwischen 1991 und 1997.

c. Abbildungen 2 und 4 betrachten die Medianeinkommen für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland separat für den privaten und öffentlichen Sektor. Für die westdeutschen Männer ergibt sich ein ähnlicher Verlauf für beide Sektoren. Die Lohnsteigerungen bei Frauen in der Privatwirtschaft liegen deutlich oberhalb der Entwicklung im öffentlichen Dienst: Die Steigerungsraten von 1984 bis 1998 betragen 38 Prozent im privaten und 20 Prozent im öffentlichen Bereich. In den neuen Bundesländern ist die Situation umgekehrt. Hier sind für Frauen und Männer die realen Einkommen im öffentlichen Dienst seit 1991 um 70-80 Prozent gestiegen, was mit maximal 40 Prozent im privaten Bereich zu vergleichen ist. Dies legt den Schluss nahe, dass der öffentliche Dienst keinem Wettbewerb unterliegt und Löhne unabhängig von der Produktivität gesetzt werden, während sich die bekannte "Tarifflucht" im privaten Sektor der neuen Bundesländer in geringeren Lohnsteigerungen niederschlägt (siehe auch Brenke, 2001).

d. Die Ungleichheit in der Einkommensverteilung ist getrennt für Sektoren, Regionen und Geschlechter in den Abbildungen 7 und 9 dokumentiert. Hier zeigt sich durchgängig ein höheres 90/10-Verhältnis in der privaten Wirtschaft als im öffentlichen Dienst. Auffällig ist die stark steigende Ungleichheit in der Verteilung der privatwirtschaftlichen Bruttoeinkommen für

---

<sup>6</sup> Das 90/10-Verhältnis beschreibt das Verhältnis des Einkommens der Verdiener am 90. Perzentil zum Einkommen der Verdiener am 10. Perzentil der Einkommensverteilung.

Männer in den ABL und für Frauen in den NBL seit 1991. In den ABL steigt das 90/10-Verhältnis von 2,3 auf 2,7 (Abbildung 7)<sup>7</sup>, in den NBL ist zwischen 1991 und 1997 ein Anstieg von 2,2 auf 3,4 zu beobachten (Abbildung 9), der aber alsbald wieder abnimmt. Dieser Anstieg in den NBL ist maßgeblich durch Sonderzahlungen beeinflusst. In Statistiken ohne Sonderzahlungen (nicht dargestellt) entwickelt sich das 90/10-Verhältnis für Frauen in der Privatwirtschaft von 2,1 (1991) auf 2,9 im Jahr 1998 und 2,7 1999, was immer noch einen erheblichen Anstieg darstellt. Für die Entwicklung in den ABL sind Sonderzahlungen nicht bedeutsam.

e. Als letzten Punkt betrachten wir die Entwicklung in Westdeutschland separat für Deutsche und Ausländer. Abbildung 5 zeigt bis 1991 vergleichbare Entwicklungen für die Gruppen und anschließend nur relativ geringe Schwankungen. Wie zuvor sind keine klaren Unterschiede in den Entwicklungen von Einkommen mit und ohne Sonderzahlungen festzustellen. Abbildung 10 weist auf markante Unterschiede in den nationalitätenspezifischen Verteilungen hin. Bis 1994 übertraf die Ungleichheit der deutschen die der ausländischen Einkommensverteilung. Das 90/10-Verhältnis für Ausländer-Einkommen ist aber seit 1990 von 1,8 bis auf 2,7 im Jahr 1997 stark angestiegen. Separate Betrachtungen ergeben, dass insbesondere die obere Hälfte der Einkommensverteilung von Ausländern (das 90/50-Verhältnis) in den 90er Jahren an Ungleichheit gewonnen hat, während das 50/10-Verhältnis kaum gestiegen ist. Abbildung 11 zeigt einen Rückgang ausländischer Medianeinkommen nach 1992 sowie anschließend einen deutlichen Anstieg im oberen Quartil.

\*\*\* Hier Abbildungen 1-11 \*\*\*

Die Diskussion hat gezeigt, dass eine Beschreibung der deutschen Einkommensentwicklung und ihrer Verteilung als "stabil", wie es sich in der Literatur eingebürgert hat (siehe exemplarisch den Titel von Prasad 2000), zu kurz greift. Nahezu alle Ungleichheitsindikatoren in Tabelle 2 zeigen ein Minimum zu Beginn der 1990er Jahre und ein Maximum an deren Ende. Das deutet darauf hin, dass die Zeiten hoher Einkommensstabilität vorbei sind, wenn auch noch nicht Ungleichheitsniveaus wie in USA oder Großbritannien erreicht werden.<sup>8</sup> Folgende zentrale Ergebnisse können festgehalten werden:

1. In den ABL und NBL steigen seit 1991 die Medianeinkommen von Frauen stärker als die von Männern.
2. In den ABL sind diese Medianeinkommensanstiege für Frauen in der

---

<sup>7</sup> Eine Berechnung ohne Berücksichtigung von Sonderzahlungen ergibt einen stärkeren Anstieg von 2,24 auf 2,72 zwischen 1992 und 1999.

<sup>8</sup> Blau und Kahn (1996) beschreiben die 90/10-Verhältnisse für Löhne als 2,7 für Deutschland, 3,6 für Großbritannien und 4,9 für USA (eigene Umrechnung, die Zahlen sind undatiert und beziehen sich auf 1980er Jahre).

Privatwirtschaft am stärksten.

3. In den NBL übertreffen die Einkommenssteigerungen im öffentlichen Dienst für beide Geschlechter deutlich die der Privatwirtschaft.
4. Die Ungleichheit der Einkommen in der Privatwirtschaft steigt. Das betrifft in den ABL (seit 1992) die Männer, in den NBL die Frauen.
5. Seit 1990 steigt die Ungleichheit der Einkommensverteilung für Ausländer in den ABL deutlich an.

Das nächste Kapitel beschreibt mögliche Erklärungen für die beobachteten Entwicklungen. Die sich daraus ergebenden Hypothesen werden in Kapitel D überprüft.

\*\*\* Hier Tabelle 2 \*\*\*

### C. Theoretischer Rahmen und Literaturüberblick

Die ökonomische Literatur zur Modellierung der Lohn- und Einkommensverteilung wird mit Bezug auf die Entwicklung in den USA von Katz und Autor (KA 1999) zusammengefasst. Nach KA lässt sich die Gesamtverteilung der Löhne und Einkommen in Lohndifferenzen *zwischen* demographischen und qualifikatorischen Gruppen und in Differenzen *innerhalb* dieser Gruppen aufteilen. Erstere können somit als erklärte, letztere als unerklärte oder Residualdifferenzen interpretiert werden.

Im Aggregat werden Änderungen der Lohnstruktur auf das Zusammenwirken der Marktkräfte von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage mit Arbeitsmarktinstitutionen wie beispielsweise Mindest- oder Tariflohnstrukturen zurückgeführt. Alle drei Faktoren können Änderungen im Lohngefüge *zwischen* den Gruppen hervorrufen. Entwicklungen *innerhalb* der Gruppen können durch Änderungen der Rendite auf beobachtbare und unbeobachtbare Merkmale (wie Schulbildung) bei der Lohnbestimmung erklärt werden.

In den USA haben in den letzten Dekaden Verschiebungen in der Arbeitsnachfrage zu deutlich steigenden Renditen auf Humankapital und einer wachsenden Ungleichheit in der Einkommensverteilung geführt (KA 1999 oder Gottschalk und Smeeding 1997). Vor diesem Hintergrund werden in international vergleichenden Analysen typischerweise (beispielsweise Blau und Kahn 1996) zuerst die Auswirkungen von Kompositionseffekten in Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage für die Lohnentwicklung berechnet, deren zentrale Determinanten über die Industrieländer hinweg vergleichbar sein sollten.<sup>9</sup> Dann noch verbleibende Unterschiede in der

---

<sup>9</sup> Als solch zentrale Determinanten nennen Gottschalk und Smeeding (1997) die sinkende Nachfrage nach niedrig qualifizierter und die steigende Nachfrage nach hochqualifizierten

Entwicklung der Einkommensstrukturen werden anschließend mit institutionellen Faktoren erklärt. So wird zur Erklärung der verhältnismäßig stabilen Lohnentwicklung in Deutschland allgemein auf das Tarifsystem als Hemmnis der freien Marktpreisbildung verwiesen. Die zweistufige Dekomposition von Verteilungsänderungen unterstellt, dass die Auswirkungen von Marktfaktoren und Institutionen in den Daten separierbar sind. Dies ist nur möglich, wenn Angebot und Nachfrage ihre Wirkung unabhängig von möglichen Änderungen in den institutionellen Rahmenbedingungen entfalten.

Studien, die sich mit der Analyse der Lohn- und Einkommensverteilung in Deutschland beschäftigen, gehen nur in Ausnahmen auf die theoretisch vermuteten Zusammenhänge ein. So betrachtet Prasad (2000) auf Basis der Residuen jahresspezifischer Verdienstfunktionen, ob sich die damit beschreibbare Ungleichheit *innerhalb* von demographischen und qualifikatorischen Gruppen über die Zeit geändert hat, was nicht der Fall ist. Um Aussagen zur Stabilität der Lohndifferenzen *zwischen* den Gruppen zu gewinnen, prüft er mit Kleinstquadrat- und Quantilsregressionen, ob sich die "Preise für Charakteristika", die durch die Koeffizienten der Verdienstfunktionen repräsentiert sind, über den Beobachtungszeitraum geändert haben, was ebenfalls nicht der Fall ist. Schließlich wird mittels der von Juhn et al. (1993) entwickelten Dekompositionstechnik überprüft, ob die Lohnverteilung auf Änderungen in unbeobachtbaren Faktoren reagiert hat, was nur in geringem Maß zutrifft. Auch Beschäftigungsverschiebungen zwischen den Branchen hatte keine Verteilungswirkungen, und anstelle dessen scheinen Verschiebungen innerhalb der Branchen zu dominieren. Nachdem auch geänderte Kohortenstärken, Effekte von Sonderzahlungen und Stichprobenselektion als Determinanten von Lohnverteilungsänderungen ausgeschlossen werden können, folgert der Verfasser, dass die stabile Lohnverteilung mehr auf institutionelle Restriktionen denn auf Marktkräfte zurückzuführen ist. Prasad schließt, dass sich auch in Deutschland die Arbeitsnachfrage hin zu Höherqualifizierten verschoben hat, was er durch die steigende Nichtbeschäftigung von Geringqualifizierten belegt sieht. Dies würde in einem funktionierenden Markt eine Preisanpassung auslösen, die am deutschen Arbeitsmarkt ausgeblieben ist. Der Verfasser folgert daher, dass die Arbeitslosigkeit durch fehlende Lohnflexibilität verursacht wurde.

Die Studie von Steiner und Wagner (1998) trennt Lohndifferenzen in solche zwischen und innerhalb von qualifikatorischen Beschäftigtengruppen auf. Aus für die Beispieljahre 1984 und 1990 geschätzten Verdienstfunktionen folgern sie, dass es keine Änderung der Lohndifferenzen zwischen den Gruppen gegeben hat. Anschließend werden die (geringen) beobachteten Änderungen in den Einkommensstrukturen zwischen 1984 und 1990 in die Einzelwirkungen von geänderten Charakteristika, Koeffizienten und Residuen zerlegt. Im Ergebnis gehen die

---

Arbeitskräften. Als Ursachen dieser Trends werden der industrielle Wandel hin zur Dienstleistungsgesellschaft, intensivierter internationaler Handel sowie technologische Innovationen diskutiert, welche zu verstärktem Einsatz hochqualifizierter Arbeitskräfte führte. In den USA haben ebenfalls mit den Gewerkschaften und den temporär niedrigen Mindestlöhnen diejenigen Arbeitsmarktinstitutionen an Einfluss eingebüßt, die die Lohnstreuung gebremst haben.

marginalen Änderungen der Einkommensstruktur auf geringfügige Änderungen in jeder der drei Komponenten zurück. Die Stabilität der Einkommensverteilung in den 80er Jahren führen die Autoren auf institutionelle Faktoren wie tarifliche Mindestlöhne, die Tarifierhebung für untere Lohngruppen sowie großzügige Lohnersatzleistungen zurück, die einer stärkeren Spreizung der Lohnstruktur im Wege stehen.

Fitzenbergers (1999) Analyse der Lohnentwicklung geht über das Aufsplitten von Trends in der Einkommensungleichheit in solche innerhalb und zwischen Gruppen hinaus. Er betrachtet die zeitliche Entwicklung dieser Trends mit Hilfe von Quantilsregressionen. Dabei werden zwei Uniformitätshypothesen überprüft. Die erste besagt, dass wenn das Lohnwachstum über die Zeit für alle Qualifikationsgruppen und Geburtskohorten einheitlich verläuft (nachdem Lebenszykluseffekte herausgerechnet wurden), diese Entwicklung durch makroökonomische Faktoren bestimmt wird. Die zweite betrachtet die Entwicklung der Lohnverteilung über die Zeit. Bleibt sie konstant, so wirken sich die makroökonomischen Faktoren unabhängig von den Determinanten der individuellen Selektion in die verschiedenen Qualifikationsgruppen aus. Nach einer detaillierten Betrachtung dieser Fragen widmet sich Fitzenberger der Untersuchung von Hypothesen hinsichtlich der Bedeutung des Außenhandels, der Struktur der Arbeitsnachfrage und von Lohnverhandlungen für die Lohnverteilung.

Bei Hunt (2001) steht die Analyse der Entwicklung ostdeutscher Bruttoeinkommen in Reaktion auf Arbeitsplatzwechsel im Vordergrund. Allgemeine Determinanten der Lohn- und Einkommensstruktur werden nicht diskutiert. Auch Becker (2000) führt eine nicht primär theoretisch fundierte Dekompositionsanalyse von Haushaltsgesamteinkommen durch, die zeigt, dass die Ungleichheit der Gesamteinkommen zentral durch Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit determiniert ist. Steiner und Hölzle (2000) hinterfragen die Anpassung der ostdeutschen Lohnstruktur an die Westdeutschlands. Sie schätzen Lohnfunktionen für die Zeit von 1990 bis 1997, in der sich die ostdeutsche Lohnstruktur an die westdeutsche angepasst hat.

Steiner und Mohr (2000) untersuchen die Determinanten des fallenden Beschäftigtenanteils der Geringqualifizierten in Deutschland und stützen sich auf theoretischer Ebene auf partielle Arbeitsmarktmodelle. Von zentralem Interesse ist die Substitutionselastizität zwischen hoch- und geringqualifizierter Arbeit, da sie die Beschäftigungswirkung von Lohnverschiebungen und exogenen Schocks bestimmt. Die Verfasser stellen einen starken Trend zugunsten der Beschäftigung qualifizierter Arbeitskräfte fest, den sie jedoch von der Angebots- und Nachfrageseite gespeist sehen. Die geringe geschätzte Substitutionselastizität spricht für schwache Auswirkungen von Nachfrageschocks (z.B. verstärkter internationaler Wettbewerb) auf die Beschäftigtenstruktur. Stärkere Bedeutung wird hingegen dem technologischen Wandel zugesprochen, da in Industrien mit hohem Produktivitätsfortschritt der Beschäftigungsrückgang für Geringqualifizierte besonders stark ausfiel.

Die in der Literatur zu den Determinanten von Lohnstruktur und Einkommensverteilung entwickelten Verfahren erlauben es, die Frage nach den möglichen Ursachen von Änderungen der Einkommensverteilung zu beantworten. Hierbei werden analytisch die Auswirkungen von Marktfaktoren und institutionellen Determinanten der Entwicklung getrennt. Geht man davon aus, dass sich die Einkommen ( $y$ ) der einzelnen Individuen ( $i$ ) als Funktion von Merkmalen ( $X$ ) und Parametern ( $\beta$ ) mit einer Restgröße  $\epsilon$  an unerklärten Faktoren ergeben:

$$y_i = \beta X_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

so ist bei der Analyse der Einkommensverteilung zu prüfen, ob Änderungen auf Verschiebungen der Charakteristika  $X$ , der Parameter  $\beta$  oder der Restgröße  $\epsilon$  zurückzuführen sind. Diese Überprüfung soll im Folgenden für den gravierenden Anstieg der Einkommensungleichheit unter ausländischen Männern seit 1990 (siehe Ergebnis 5, oben) angewendet werden.

Damit wird die Thematik der Einkommensliteratur für Deutschland in verschiedener Hinsicht erweitert. Bislang traten ausländische Erwerbstätige immer nur als Teil einer größeren Gruppe in Erscheinung, für deren Status in der Regel lediglich eine Indikatorvariable in der Gesamtregression berücksichtigt wurde.<sup>10</sup> Zuwanderer haben jedoch am deutschen Arbeitsmarkt ein immer stärkeres Gewicht. Dieser Trend wird sich auch durch die bevorstehende Osterweiterung der Europäischen Union fortsetzen. Darüber hinaus ist die Analyse der Lohnspreizung für diese Gruppe insbesondere angesichts der relativ niedrigen Humankapitalinvestitionen von Zuwanderern der zweiten Generation (siehe Riphahn 2001a, 2001b) unter Anreizaspekten von großer Bedeutung.

## **D. Empirische Analyse**

### **I. Geänderte Charakteristika**

Eine Begründung für die gestiegene Ungleichheit in der Verteilung der Einkommen ausländischer Erwerbstätiger in Deutschland könnte in einer Verschiebung der Charakteristika dieser Bevölkerungsgruppe - auch relativ zu denen deutscher Erwerbstätiger - liegen. So könnte der Anstieg der Einkommen in der oberen Hälfte der Einkommensverteilung bei Ausländern beispielsweise auf eine erhöhte Qualifikation in Teilen der ausländischen Beschäftigten zurückgehen.

Die für die Einkommensbestimmung relevanten Charakteristika werden in der ökonomischen Literatur auf Basis der Humankapitaltheorie abgeleitet. In den daraus folgenden empirischen

---

<sup>10</sup> Siehe beispielsweise Prasad (2000) oder Hunt (2001); Steiner und Wagner (1998) verwenden drei zusätzliche Interaktionen, um unterschiedliche Renditen für Ausländer in Deutschland abzubilden.

Modellen der Verdienstfunktion spielen Humankapital, Berufserfahrung und Dauer der Betriebszugehörigkeit entscheidende Rollen als Determinanten der Einkommen. Einkommensunterschiede zwischen Gruppen, die durch Merkmalsausprägungen wie Schulabschluss, Dauer von Erwerbstätigkeit und Firmenangehörigkeit charakterisiert sind, werden als Entlohnungsdifferenziale für unterschiedliche Produktivität interpretiert.

Für unsere Analyse sind daher folgende Merkmale relevant: *Humankapital* wird in der amerikanischen Literatur mit der Anzahl der erfolgreich absolvierten Ausbildungsjahre gemessen. Dieser Ansatz ist im deutlich heterogeneren deutschen Schul- und Berufsbildungssystem wenig plausibel. Daher werden hier wie auch bei Prasad (2000) oder Steiner und Wagner (1998) aus der Kombination von Schul- und Berufsabschlüssen der beobachteten Stichprobe Qualifikationsindikatoren definiert:

- Qual 1: weder Schul- noch Berufsabschluss
- Qual 2: Schulabschluss liegt vor, aber kein Berufsabschluss
- Qual 3: Berufsabschluss liegt vor, aber kein abgeschlossenes Hochschulstudium
- Qual 4: Abgeschlossenes Hochschulstudium (Universität oder Fachhochschule)

Neben der Ausbildung wird das Humankapital einer Person auch durch die *Erfahrung* in der Erwerbstätigkeit bestimmt. Angesichts der Problematik, die Arbeitserfahrung über den Lebenszyklus zu messen, greifen wir wie auch Prasad (2000) auf die Approximation zurück, Erfahrung als "potentielle" Erfahrung zu bestimmen, also Alter minus Ausbildungszeit minus 6. Da sich die Analyse auf Männer mit typischerweise hoher Erwerbsbeteiligung bezieht, scheint die Approximation angemessen.<sup>11</sup> Für den Zusammenhang der Erfahrungsvariable mit dem Lohnsatz ergibt sich aus der Humankapitaltheorie Mincers die Hypothese konkav verlaufender Lohn-Erfahrungsprofile. Die Rendite auf zusätzliche Erfahrung ist im relevanten Bereich positiv und fallend. Daher werden bei quadratischer Modellierung der Erfahrung in der Verdienstfunktion positive Koeffizienten des linearen und negative Koeffizienten des quadratischen Terms erwartet.

Während Erfahrung allgemeines Humankapital misst, ist für die Produktivität der Beschäftigten - und damit für die Lohnsetzung - auch betriebsspezifisches Erfahrungswissen bedeutsam. Dessen Auswirkung auf die Entlohnung kann durch die *Dauer der Betriebszugehörigkeit* gemessen werden.<sup>12</sup> Unterstellt wird ein positiver Zusammenhang zwischen Lohn und

---

<sup>11</sup> Die im sozioökonomischen Panel erfassten Informationen erlauben es, die Lebensarbeitszeit der Individuen direkt und genau zu messen. Ein Nachteil dieser Vorgehensweise liegt darin, dass diese Informationen für einige Personen fehlende Werte aufweisen, was zum Verlust von Beobachtungen in der Regressionsanalyse führt.

<sup>12</sup> In Probeschätzungen wurde dieses Maß wie die Erfahrung quadratisch berücksichtigt. Der quadratische Term war jedoch nicht statistisch signifikant.

Betriebszugehörigkeitsdauer.

Tabelle 3 listet die deskriptiven Statistiken der genannten Merkmale für die hier untersuchte Stichprobe ausländischer und deutscher vollzeiterwerbstätiger Männer im Alter zwischen 18 und 65 Jahren auf. Hinsichtlich der diskutierten Variablen stellen wir fest, dass deutsche Erwerbstätige ein höheres Qualifikationsniveau und längere Betriebszugehörigkeiten haben, während für ausländische Erwerbstätige die durchschnittliche Berufserfahrung länger ist.

\*\*\* Hier Tabelle 3 \*\*\*

Auf der Suche nach einer Erklärung des starken Anstiegs der Ungleichheit in den Einkommen der Ausländer genügt es jedoch nicht, die Mittelwerte der erklärenden Variablen zu betrachten. Vielmehr muss deren Entwicklung über die Zeit ins Auge gefasst werden. Die Abbildungen 12(a, b) beschreiben die Entwicklung der Qualifikationsniveaus für die Periode zwischen 1984 und 1999 separat für die deutsche und die ausländische Stichprobe anhand gewichteter Daten. Im direkten Vergleich bestätigen sich die markanten Unterschiede zwischen den beiden Gruppen, die bereits in Tabelle 3 sichtbar wurden. So ist der Anteil deutscher Männer mit abgeschlossener Berufsausbildung (Gruppe 3) mit über 70 Prozent wesentlich höher als unter Ausländern mit unter 50 Prozent. Ähnliches gilt für die Anteile der Hochqualifizierten mit Hochschulabschluss (Gruppe 4). Dabei hat unter den ausländischen Beschäftigten ein höherer Anteil keinen Abschluss (Gruppe 1) oder mit nur einen schulischen Abschluss (Gruppe 2).

Sollte die Entwicklung der Einkommensverteilung unter Ausländern durch ihre Qualifikation erklärt werden, so müßte ein Anstieg der Variation der Merkmalsausprägungen zu beobachten sein. Auf den ersten Blick scheint die Anteilsaufteilung in beiden Fällen über die Zeit recht stabil zu sein. Unter den deutschen Beschäftigten ist ein leichter Rückgang der Qualifikationsstufen 2 und 3 zugunsten des Anteils der Beschäftigten mit Hochschulabschluss festzustellen. Der Anteil dieser Gruppe stieg über den betrachteten Zeitraum von 15 auf circa 20 Prozent. Unter den ausländischen Beschäftigten ändern sich die Strukturen stärker, wenn auch weniger linear: Über die Zeit nahm der Anteil der Niedrigstqualifizierten (Gruppe 1) und derjenigen mit Berufsausbildung (Gruppe 3) leicht ab, der Anteil der Erwerbstätigen ohne Berufsabschluss in Gruppe 2 schwankte und der Anteil der Personen mit Hochschulabschluss stieg von 7 auf zuletzt circa 12 Prozent. Als Indikator für die Variation der Merkmale kann approximativ der Anteil der ausländischen Erwerbstätigen in den Qualifikationsrandgruppen 1 und 4 betrachtet werden. Hier liegt der Wert 1990 mit 21,6 Prozent am niedrigsten und steigt anschließend auf bis zu 29,6 Prozent im Jahr 1997 an (siehe Abbildung 12 c). Bei steigender Besetzung der Randgruppen der Qualifikation erscheint die oben festgestellte Verbreiterung der Einkommensverteilung seit 1990 plausibel.

Abbildung 12(d) stellt die Entwicklung von Mittelwert und Standardabweichung der Arbeitserfahrung für Deutsche und Ausländer dar. Während die Werte für die deutsche

Stichprobe relativ konstant über die Zeit verlaufen, ist für die Bevölkerung ausländischer Erwerbstätiger sowohl der Mittelwert als auch - und das ist hier von größerer Bedeutung - die Varianz dieses Merkmals über die Zeit und insbesondere seit 1990 angestiegen. Dies harmoniert mit der beobachteten Entwicklung der Einkommensverteilung.

\*\*\* Hier Abbildung 12 \*\*\*

Die entsprechenden Statistiken der Betriebszugehörigkeitsdauer sind in Abbildung 12(e) dargestellt. Wiederum ist die Entwicklungen für Deutsche relativ konstant, mit leicht fallender durchschnittlicher Betriebszugehörigkeit und letztlich steigender Varianz. Im Gegensatz dazu steigt die mittlere Dauer der Betriebszugehörigkeit für Ausländer von ungefähr 9 bis auf 12 Jahre an, begleitet von einem deutlichen Anstieg der Standardabweichung über die betrachtete Periode. Auch diese Beobachtung passt zur steigenden Einkommensungleichheit unter ausländische Erwerbstätigen.

Insgesamt zeigen damit alle betrachteten Merkmale der ausländischen Erwerbstätigen Entwicklungen, die mit der gestiegenen Einkommensungleichheit übereinstimmen und kausal für die Ungleichheitstrends sein können. Darüber hinaus kann der Anstieg der Einkommensungleichheit ebenfalls durch einen Anstieg der "Preise" der Charakteristika, also des Parametervektors  $\beta$  aus Gleichung (1) erklärt werden. Wenn beispielsweise Arbeitserfahrung mit einer höheren Rendite vergütet wird, steigt bei gegebener Verteilung der Arbeitserfahrung die Varianz der Einkommen. Die Trends in den Preisen für arbeitsmarktrelevante Merkmale werden im nächsten Unterabschnitt mit Hilfe von Regressionsanalysen untersucht.

Im Unterabschnitt B.II. wurde die Bedeutung von Überstunden diskutiert. Auch eine Änderung der Häufigkeit bezahlter Überstunden kann die Verteilung der Bruttoeinkommen über die Zeit beeinflussen. Eine breitere Streuung der Einkommen wäre zu erwarten, wenn die Häufigkeit bezahlter Überstunden bei den besser Verdienenden steigt oder bei den geringer Verdienenden fällt. Tabelle 4 beschreibt auf Basis der im Datensatz des SOEP vorhandenen Informationen (a) die Wahrscheinlichkeit im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben und (b) die mittlere Anzahl finanziell abgegoltener Überstunden nach Einkommensquartil und Jahr. Die Ziffern beschreiben nicht das mit der Verbreiterung der Einkommensverteilung übereinstimmende Bild, sondern zeigen im untersten Quartil einen Anstieg von Überstunden und bezahlten Überstunden zwischen 1992 und 1996, und im obersten Quartil einen Rückgang von 1994 bis 1998. Daher erscheint es wenig plausibel die beobachtete Entwicklung auf den Verlauf der Überstundenentwicklung zurückführen zu wollen.

\*\*\* Hier Tabelle 4 \*\*\*

## II. Geänderte Rendite

Die Rendite auf Merkmale beschreibt die Einkommensunterschiede *zwischen* Qualifikationsgruppen (siehe Abschnitt 3). Die Betrachtung der Charakteristika ausländischer und deutscher Beschäftigten ergab, dass sich die Gruppen in ihren Merkmalen deutlich unterscheiden. Insofern als sich über die Zeit die Preise für diese Merkmale geändert haben, wäre eine Verschiebung der Einkommensverteilungen eine plausible Folge. In diesem Unterabschnitt werden zwei verschiedene Verfahren angewandt, um diese Möglichkeit zu überprüfen. Zunächst wird überprüft, ob Deutsche und Ausländer unterschiedliche Trends in den Merkmalspreisen aufweisen. Anschließend werden die dabei gemachten Annahmen gelockert und die Entwicklung der Parameter separat für beide Stichproben in jahresweise geschätzten Verdienstofffunktionen überprüft.

Die gewichteten Kleinstquadrateschätzer werden für eine Stichprobe von 12.347 ausländischen und 30.191 deutschen vollzeiterwerbstätigen Männer (gesamt 42.538) angewandt. Die abhängige Variable ist das logarithmierte Bruttomonatseinkommen. Da die Beschreibung sehr ähnliche Entwicklungen der Einkommen mit und ohne Sonderzahlungen ergab (siehe Abschnitt 2 oder Abbildungen 1, 3, 5, 8 oder 10) und bei Berücksichtigung der Sonderzahlungen zahlreiche Beobachtungen mit fehlenden Werten für die Sonderzahlungen verloren gehen, betrachten wir im weiteren nur die Ergebnisse für die Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen.

Die Spezifikation berücksichtigt die Indikatoren für die formale Qualifikation, wobei Personen ohne Abschluss die Referenzgruppe darstellen. Die Erfahrungsvariable wird quadratisch und die Betriebszugehörigkeitsdauer linear modelliert.<sup>13</sup> Die Literatur kontrolliert in Schätzungen der Verdienstofffunktion gelegentlich für Branche, Unternehmensgröße oder Beruf. Diese Variablen erhöhen die Erklärungskraft des Modells, sind jedoch potentiell endogen, da sich Erwerbstätige in die unterschiedlichen Kategorien von Firmengröße, Branche und Beruf hinein selektieren. Hier werden sie daher nicht berücksichtigt. In den über Beobachtungsjahre und Stichproben gepoolten Schätzungen werden jedoch zusätzlich fixe Bundesland- und Jahreseffekte kontrolliert, um mögliche regionale und bundesweite makroökonomische Effekte wie Konjunktorentwicklungen aufzufangen.

### *Schritt 1: Über Stichproben und Jahre gepoolte Schätzungen*

Die Ergebnisse der gepoolten Schätzungen für Schritt 1 der Analyse finden sich in Tabelle 5. Geschätzt wurden vier Spezifikationen, zunächst nur mit den erklärenden Variablen (X) und

---

<sup>13</sup> In Probeschätzungen wurde mit anderen Modellierungen experimentiert. Eine quadratische Formulierung der Betriebszugehörigkeit war nicht statistisch signifikant und auch Interaktionen der formalen Qualifikationsindikatoren mit den Erfahrungs- oder Betriebszugehörigkeitsvariablen führten nur zu marginaler Erhöhung der Erklärungskraft des Modells. Die Schätzungen wurden ebenfalls ohne Gewichte durchgeführt, was zu keinen größeren Abweichungen in den Ergebnissen führte.

fixen Effekten, anschließend zusätzlich mit Interaktionstermen für die ausländische Stichprobe ( $A*X$ ); in Spezifikation 3 werden Trendinteraktionen der Variablen ( $T*X$ ) ergänzt und schließlich werden in Schätzung 4 dreifach-Interaktionen von Ausländer-, Trendindikator und erklärenden Variablen ( $A*T*X$ ) hinzugefügt.

\*\*\* Hier Tabelle 5 \*\*\*

Im Ergebnis sehen wir die Hypothesen für die Effekte der erklärenden Variablen bestätigt: Je höher die formale Qualifikation, um so höher das Einkommen. Das Einkommen-Erfahrungs-Profil verläuft konkav, und mit längerer Betriebszugehörigkeit steigt das Einkommen signifikant. Solange keine weiteren Ausländer-Interaktionen berücksichtigt sind, verdienen Deutsche bei gegebenen Merkmalen signifikant circa 8 Prozent mehr als Ausländer (Schätzung 1). Das Modell erklärt unabhängig von der Spezifikation knapp 40 Prozent der Gesamtvariation, und die fixen Jahres- und Bundeslandeffekte sind durchgehend statistisch hoch signifikant und können so jahresspezifische makroökonomische Effekte wie etwa konjunkturabhängige Einkommenssteigerungen kontrollieren.

Die in Schätzung 2 hinzugefügten Ausländerinteraktionen sind gemeinsam am 1-Prozent-Niveau signifikant, wobei sich die Koeffizienten der Haupteffekte ( $X$ ) nur geringfügig ändern. Im Vergleich zu Deutschen sind die Renditen auf formale Qualifikation für Ausländer geringer und auf die Betriebszugehörigkeitsdauer höher. Auch ihr Erfahrungsprofil verläuft signifikant flacher. Die in Spezifikation 3 hinzugefügten Trend-Interaktionen haben kleine Koeffizienten, sind jedoch gemeinsam am 1-Prozent-Niveau statistisch signifikant. Insgesamt haben sich die Renditen über die Zeit tendenziell erhöht.

Die letzte Spezifikation prüft schließlich, ob sich die Zeittrends in Renditen für Ausländer signifikant von denen für deutsche Erwerbstätige unterscheiden. Gemeinsam sind die Dreifachinteraktionen an üblichen Signifikanzniveaus nicht statistisch signifikant (der P-Wert beträgt 12 Prozent). Interessant sind in der letzten Schätzung der signifikant positive (Gesamt-) Zeittrend für Deutsche, wonach - bedingt auf die Merkmale - der Einkommensanstieg für Deutsche signifikant um 2,2 Prozent höher liegt als für Ausländer. Bei dieser Interpretation ist jedoch der sehr hohe und signifikante Gesamtunterschied zwischen beiden Stichproben (siehe erste Zeile) in Höhe von 26 Prozent zu berücksichtigen. Die positiven Renditetrends aus Schätzung 3 scheinen sich nun in negative Trends für deutsche und positive Trends für ausländische Erwerbstätige aufzuteilen: Im Vergleich zu Deutschen erfahren ausländische Beschäftigte signifikant stärkere Renditezuwächse auf formale Schulbildung, was der Beobachtung steigender Diversifizierung ausländischer Monatseinkommen entspricht. Damit könnte die Änderung der Renditen auf formale Ausbildung für Ausländer zumindest einen Teil der beobachteten Entwicklung der Einkommensungleichheit erklären.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, wurden alle Regressionen unter Hinzunahme

von Kontrollvariablen für die geleisteten bezahlten Überstunden inklusive ihrer Interaktionen mit der Ausländer- und Trendvariable wiederholt. Alle beschriebenen Ergebnisse bleiben nahezu unverändert erhalten. Die Variable "bezahlte Überstunden" hat den erwarteten signifikant positiven Effekt auf den Bruttolohn, wobei eine zusätzliche bezahlte Überstunde den Monatslohn im Mittel um 0,34 Prozent erhöht. Alle Interaktionseffekte mit Ausnahme des Effekts der Dreifachinteraktion sind statistisch signifikant und weisen auf höhere Einkommensanstiege durch Überstunden für Ausländer als für Deutsche, sowie auf fallende Einkommensanstiege durch Überstunden über die Zeit hinweg hin.

### *Schritt 2: Separate Schätzungen - nach Jahren und Stichproben*

Die Analyse von Schritt 1 unterstellt, dass die Zeittrends linear und gleichförmig über den gesamten Zeitraum von 16 Jahren verlaufen. Diese restriktive Annahme soll in Schritt 2 zugunsten einer deutlich flexibleren Spezifikation der zeitlichen Entwicklung aufgehoben werden. Zu diesem Zweck wird Spezifikation 1 separat für beide Stichproben und getrennt nach Jahren geschätzt, um anschließend die Koeffizienten über die Zeit hinweg zu vergleichen. Wenn der Anstieg in der Ungleichheit ausländischer Einkommen tatsächlich auf die Renditen zurückgeht, sollten wir einen Anstieg der Humankapitalrenditen mindestens seit 1990 beobachten.

Die Ergebnisse der jahres- und stichprobenspezifischen Schätzungen sind in Abbildung 13 für deutsche und in Abbildung 14 für ausländische Erwerbstätige dargestellt. Der Appendix weist die Koeffizienten der jahresspezifischen Schätzungen aus. Die Entwicklung für deutsche Erwerbstätige bestätigt für den Zeitraum bis 1999 was Prasad (2000) für einen kürzeren Zeitabschnitt festgestellt hat, nämlich eine hohe Stabilität der Koeffizienten der Verdienstfunktion. Überraschend ist die Rendite auf einen Hochschulabschluss, aber unabhängig von ihrem jeweiligen Niveau weisen die in Abbildung 13(a) betrachteten Faktoren nur eine geringe Variation über die Zeit auf. Da die Änderung der Erfahrungsrendite wegen ihrer quadratischen Formulierung nur indirekt aus der Entwicklung der Koeffizienten abzulesen ist, sind in Abbildung 13(b) die durchschnittlichen Rendite an drei Beispielwerten über die Jahre hinweg dargestellt.<sup>14</sup> Dem konkaven Einkommens-Erfahrungs-Profil entsprechend ist die durchschnittliche Rendite auf ein Jahr Arbeitserfahrung umso höher, je weniger Erfahrung angesammelt ist. Eine interessante Entwicklung liegt im tendenziell fallenden Verlauf der Rendite auf Erfahrung für die deutschen Erwerbstätigen.

\*\*\* Hier Abbildungen 13 -14\*\*\*

---

<sup>14</sup> Die durchschnittliche Rendite ist bestimmt als  $\beta_1 + \beta_2 * E$ , wobei  $\beta_1$  der Koeffizient des linearen Erfahrungsterms ist,  $\beta_2$  der Koeffizient des quadratischen Terms, und E die Werte 5, 15, und 25 als Beispiel für Arbeitserfahrung annimmt.

Die Entwicklung der Koeffizienten für Ausländer ist in Abbildungen 14(a,b) dargestellt. In den Koeffizienten zeigen sich ab 1990 leichte Renditeanstiege für die oberen beiden Qualifikationsstufen. Auch die durchschnittliche Rendite auf Erfahrung hatte zwischen 1992 und 1995 ein höheres Niveau als zuvor. Diese Entwicklungen harmonisieren mit der beobachteten Entwicklung der gestiegenen Einkommensungleichheit und können ebenfalls kausal für die gestiegene Ungleichheit sein.

In anderen Schätzungen, die aus Platzgründen nicht präsentiert werden, wurde zusätzlich für die Branche, in der die Erwerbstätigen beschäftigt sind, sowie für die Firmengröße kontrolliert. Die Ergebnisse steigender Renditen auf Universitätsabschlüsse sowie die höheren durchschnittlichen Renditen auf Arbeitserfahrung bestätigen sich auch hier. Um die Robustheit auch dieser Ergebnisse hinsichtlich der Bedeutung von bezahlten Überstunden zu überprüfen, wurden die Schätzungen für Ausländer bei Kontrolle für die Anzahl der geleisteten bezahlten Überstunden wiederholt. Die Ergebnisse sind im Anhang wiedergegeben. Ein Vergleich mit den Koeffizienten im ersten Anhangsteil ergibt auch hier keine wesentlichen Änderungen. Die Ergebnisse sind robust.

## **E. Zusammenfassung und Ausblick**

Diese Studie untersucht die Entwicklung der realen Bruttomonatseinkommen in der Bundesrepublik für die Zeit von 1984 bis 1999 für die Gruppe der Vollzeiterwerbstätigen. Während die bisherige Literatur immer wieder bestätigte, dass die Einkommensentwicklung in Deutschland von besonderer Stabilität gekennzeichnet ist, wurden hier eine Reihe davon abweichender Entwicklungen präsentiert. So sind über die letzten Jahre deutliche Anstiege in den Medianeinkommen vollzeiterwerbstätiger Frauen in der Privatwirtschaft Westdeutschlands und im öffentlichen Dienst in den neuen Bundesländern zu beobachten. Auch die Einkommensverteilung wandelte sich für manche Bevölkerungsgruppen. So stieg die Streuung der Einkommensverteilung für Männer in der westdeutschen Privatwirtschaft seit 1992 und für ausländische Männer bereits seit 1990: Betrag des Bruttoeinkommen des 90. Perzents ausländischer Männer in Westdeutschland 1990 noch das 1,8-fache der Einkommen im 10. Perzentil, so war dieser Betrag im Jahr 1997 auf das 2,7-fache angewachsen, eine Steigerung um 50 Prozent.

Nach einer Diskussion der in der Literatur erörterten Zusammenhänge analysierte Kapitel 4 mögliche Determinanten der Einkommensentwicklung ausländischer vollzeiterwerbstätiger Männer. In Schritt 1 wurde die Entwicklung der einkommensrelevanten Merkmale der Beschäftigten, wie Schul- und Berufsabschluss, Jahre der Arbeitserfahrung und Dauer der Betriebszugehörigkeit beschrieben. Hier zeigte sich ein Anstieg in der Streubreite der formalen Abschlüsse, insbesondere ein Anstieg des Anteils derjenigen mit Hochschulabschluss, sowie der Betriebszugehörigkeitsdauer für ausländische Beschäftigte, der zur Erklärung der gestiegenen

Einkommensungleichheit beitragen kann.

In Schritt zwei wurde die Entwicklung der Renditen der einkommensrelevanten Merkmale sowohl in gepoolten als auch in jahresspezifischen Regressionsgleichungen untersucht. Hier ergab sich eine zweite mögliche Erklärung für die gestiegene Einkommensungleichheit, da die Rendite auf hohe formale Qualifikationen sowie auf Arbeitserfahrung für ausländische Beschäftigte in der relevanten Periode gestiegen ist. Selbst bei konstanter Merkmalsverteilung kann der Anstieg der "Preise" für diese Merkmale am Arbeitsmarkt zu einer höheren Ungleichheit der Verteilung führen.

Damit sind zwei mögliche Determinanten der wachsenden Einkommensdifferenzierung bei ausländischen Beschäftigten identifiziert. Die erhöhte Einkommensstreuung insbesondere im oberen Teil der Einkommensverteilung hat in der öffentlichen und wissenschaftlichen Diskussion bislang noch keine Beachtung gefunden. Dabei ist diese Entwicklung von erheblicher ökonomischer und sozialer Relevanz. Zum einen liegen die mittleren Bruttomonatseinkommen ausländischer Vollzeitbeschäftigter deutlich unter denen ihrer deutschen Kollegen (siehe Abbildung 11). Somit mag eine stärkere Streuung der Bruttomonatseinkommen auf eine allmähliche Angleichung sowohl der Qualifikation ausländischer Arbeitnehmer als auch deren Bewertung am Arbeitsmarkt hindeuten. Darüber hinaus ist die Entwicklung der Rendite auf formale Qualifikation als Anreiz für Humankapitalinvestitionen bedeutsam. Während sich einige Studien mit der Entwicklung der Rendite auf Schulbildung für Deutschland insgesamt beschäftigt haben (siehe Lauer und Steiner 2000) ist die Analyse noch nicht separat für die ausländische Bevölkerung durchgeführt worden. In früheren Studien (Riphahn 2001a, 2001b) habe ich gezeigt, dass für vor 1975 geborene Kohorten von Zuwanderern der zweiten Generation (in Deutschland geborene Ausländer) die Schulabschlüsse relativ hinter die von gleichaltrigen Deutschen zurückgefallen sind. Angesichts der im Vergleich zu Deutschen niedrigeren Rendite auf formale Abschlüsse für Ausländer (vergleiche Abbildungen 13 a und 14a) ist eine solche Entwicklung wenig verwunderlich.

Die vorgelegte Untersuchung soll in Zukunft in verschiedenen Dimensionen erweitert werden: So wäre es prinzipiell sinnvoll, die Ergebnisse an anderen Datensätze zu überprüfen. Steiner und Wagner (1998) zeigen jedoch bereits, dass die Unterschiede in den Ergebnissen auf Basis des GSOEP und der IAB-Daten unerheblich sind. Auch in methodischer Hinsicht sind interessante Erweiterungen möglich. So sind die Untersuchungen der Renditeänderungen über die Zeit auch mit Hilfe von Quantilsschätzungen möglich, die nicht nur die mittleren Renditen für die gesamte Stichprobe betrachten, sondern auch unterschiedliche Entwicklungen für verschiedene Teile der gesamten Einkommensverteilung aufdecken können. Diese Untersuchung wurde von Prasad (2000) für einen kürzeren Beobachtungszeitraum durchgeführt und bestätigte die von ihm gefundene Stabilität der Renditen. Fitzenberger (1999) hingegen fand in seinen Quantilsschätzungen für die Periode von 1975 bis 1990 durchaus Verschiebungen in der Einkommensverteilung über die Zeit.

Ein hier wie auch bei Prasad (2000) und Hunt (2001) vernachlässigter Aspekt, der möglicherweise gerade für ausländische Vollzeitbeschäftigte eine Rolle spielt, ist die Frage der Stichprobenselektion. Während Männer in der Regel eine höhere Erwerbsbeteiligung aufweisen als Frauen, spielt für Vollzeitbeschäftigung auch das Arbeitslosigkeitsrisiko eine Rolle. Dieses ist unter ausländischen Erwerbspersonen in Deutschland besonders hoch und sollte in zukünftigen Studien berücksichtigt werden. In dem Maße wie eine solche Selektion stattfindet, sind die hier dokumentierten Einkommen für Ausländer überschätzt. Steiner und Wagner (1998) sowie Steiner und Hölzle (2000) finden, dass die Heckman-Korrektur für Stichprobenselektion die Ergebnisse der Einkommensuntersuchungen auf Basis der GSOEP-Daten nicht beeinflusst.

Neben den untersuchten Änderungen in Merkmalen und Renditen, die Rückschlüsse auf die Änderung der Einkommensverteilung *zwischen* qualifikatorischen Gruppen zulassen, können Verschiebungen der Einkommensstruktur ebenfalls auf Änderungen *innerhalb* der Gruppen zurückgehen. Dies ist durch eine Betrachtung der unbeobachteten, in den Fehlertermen repräsentierten Faktoren feststellbar. Zur Quantifizierung der relativen Bedeutung von Änderungen in den Merkmalen, den Renditen und den unbeobachteten Einflüssen bietet sich eine Dekompositionsanalyse der Änderung der Einkommensverteilung nach dem Verfahren von Juhn, Murphy und Pierce (1993) an. Weitere Analysen sollten die durch stärkere Selektionseffekte ausgezeichneten weiblichen Stichproben untersuchen sowie für geänderte Rahmenbedingungen wie die Höhe der Arbeitslosigkeit kontrollieren. Diese wurden hier nur indirekt durch jahres- und bundeslandspezifische fixe Effekte aufgefangen.

## Literatur

- Becker, I. (2000), Einkommensverteilung in Deutschland. Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 220(4), 400-418.
- Blau, F.D. und L.M. Kahn (1996), International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces, *Journal of Political Economy* 104(4), 791-837.
- Brenke, K. (2001), Löhne in Ostdeutschland - Anpassung an das westdeutsche Niveau erst auf lange Sicht möglich, *DIW-Wochenbericht* 24-01, von: <http://www.diw.de/deutsch/publikationen/wochenberichte/jahrgang01/>
- Bundesregierung (2001), Lebenslagen in Deutschland - Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, von: <http://www.bma.bund.de/de/sicherung/armutsbericht>.
- Fitzenberger, B. (1998), *Wages and Employment Across Skill Groups. An Analysis for West Germany*, ZEW Economic Studies 6, Physica Verlag, Heidelberg.
- Gottschalk, P. und T.M. Smeeding (1997), Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality, *Journal of Economic Literature* 35(2), 633-687.
- Grabka, Markus M., Johannes Schwarze und Gert G. Wagner, 1999, How Unification and Immigration Affected the German Income Distribution, *European Economic Review* 43(4-6), 867-878.
- Hunt, J. (2001), Post-Unification Wage Growth in East Germany, *The Review of Economics and Statistics* 83(1), 190-195.
- Juhn, C., K.H. Murphy, B.Pierce (1993), Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy* 101(3), 410-442.
- Katz, L.F. und D.H. Autor (1999), Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality, in: Ashenfelter, O.C. and D. Card, *Handbook of Labor Economics* Vol. 3A, North Holland, Amsterdam, 1463-1555.
- Krause, P. et al. (2001), Einkommensverteilung und Einkommensmobilität, Beitrag zur Armuts- und Reichtumsberichterstattung der Bundesregierung im Auftrag des BMA. *mimeo*, Berlin.
- Lauer, C. und V. Steiner (2000), Returns to Education in West Germany - An Empirical Assessment, *ZEW Discussion Paper* No. 00-04, Mannheim.
- Prasad, E.S. (2000), The Unbearable Stability of the German Wage Structure: Evidence and Interpretation, *IMF Working Paper* WP/00/22, Washington D.C.
- Riphahn, R.T. (2001a), Dissimilation? The Educational Attainment of Second Generation Immigrants, *CEPR-Discussion Paper* Nr. 2903, CEPR - London.

- Riphahn, R.T. (2001b), Cohort Effects in the Educational Attainment of Second Generation Immigrants in Germany: An Analysis of Census Data, *IZA Diskussionspapier* Nr. 291, IZA Bonn.
- SOEP Group (2001), The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years - Overview. in: Holst, E., D.R. Lillard und T.A. DiPrete (Hrsg.), Proceedings of the 2000 Fourth International Convergence of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP2000), *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 70(1), 7-14.
- Steiner, V. und K. Wagner (1998), Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980s?, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118, 29-59.
- Steiner, V. und T. Hölzle (2000), The Development of Wages in Germany in the 1990s - Descriptions and Explanations, in: Becker, I. und R. Hauser, *The Personal Distribution of Income in an International Perspective*, Springer-Verlag, Heidelberg, 7-30.
- Steiner, V. und R. Mohr (2000), Industrial Change, Stability of Relative Earnings and Substitution of Unskilled Labor in West Germany, in: W. Salverda, C. Lucifora und B. Nolan (Hrsg.): *Policy Measures for Low-Wage Employment in Europe*, Edward Elgar, Cheltenham UK, 169-190.
- SVR (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) (2000), *Jahresgutachten 2000/1*, von: <http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/>

Tabelle 1 Merkmale der Stichprobe

Merkmal	West		Ost	
	Anzahl der Beobachtungen	Gewichteter Anteil (in %)	Anzahl der Beobachtungen	Gewichteter Anteil (in %)
Jahr = 1984	4683	5,68	-	-
Jahr = 1985	4238	5,70	-	-
Jahr = 1986	4148	5,83	-	-
Jahr = 1987	4145	6,06	-	-
Jahr = 1988	3943	6,11	-	-
Jahr = 1989	3951	6,33	-	-
Jahr = 1990	3821	6,45	-	-
Jahr = 1991	3803	6,43	1739	11,57
Jahr = 1992	3698	6,47	1804	12,26
Jahr = 1993	3728	6,65	1622	11,37
Jahr = 1994	3517	6,50	1568	11,33
Jahr = 1995	3722	6,44	1548	11,30
Jahr = 1996	3603	6,54	1482	11,12
Jahr = 1997	3460	6,50	1435	11,01
Jahr = 1998	3696	6,04	1447	9,76
Jahr = 1999	3641	6,27	1443	10,29
Männer	43127	69,10	8220	60,02
Frauen	18670	30,90	5868	39,98
Deutsche	44140	89,48	14041	99,08
Nichtdeutsche	17657	10,52	47	0,92

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 2 Entwicklung von Ungleichheit

	Männer					Frauen				
	90 / 10	75 / 25	90 / 50	50 / 10	Variat.- koeff.	90 / 10	75 / 25	90 / 50	50 / 10	Variat.- koeff.
Alte Bundesländer - Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen										
1984	2,439	1,520	1,667	1,463	0,435	2,500	1,556	1,591	1,571	0,375
1985	2,476	1,600	1,705	1,452	0,414	2,479	1,526	1,617	1,533	0,362
1986	2,455	1,550	1,709	1,436	0,426	2,369	1,614	1,648	1,438	0,368
1987	2,523	1,596	1,734	1,455	0,444	2,374	1,511	1,635	1,452	0,375
1988	2,485	1,557	1,731	1,435	0,430	2,353	1,526	1,600	1,471	0,380
1989	2,320	1,596	1,657	1,400	0,415	2,278	1,614	1,577	1,444	0,379
1990	2,308	1,567	1,667	1,385	0,420	2,311	1,573	1,485	1,556	0,377
1991	2,296	1,562	1,632	1,407	0,411	2,288	1,524	1,579	1,449	0,448
1992	2,195	1,511	1,610	1,363	0,402	2,275	1,535	1,574	1,445	0,428
1993	2,367	1,571	1,690	1,400	0,429	2,364	1,496	1,607	1,471	0,382
1994	2,419	1,556	1,744	1,387	0,478	2,348	1,522	1,632	1,438	0,429
1995	2,409	1,589	1,752	1,375	0,427	2,391	1,471	1,571	1,522	0,415
1996	2,555	1,579	1,763	1,449	0,522	2,286	1,533	1,545	1,480	0,397
1997	2,572	1,586	1,742	1,477	0,439	2,362	1,491	1,571	1,504	0,412
1998	2,650	1,590	1,771	1,497	0,431	2,510	1,516	1,605	1,564	0,414
1999	2,719	1,615	1,812	1,500	0,436	2,440	1,587	1,605	1,520	0,402
Neue Bundesländer - Bruttoeinkommen ohne Sonderzahlungen										
1991	2,266	1,448	1,706	1,328	0,405	1,928	1,417	1,447	1,333	0,295
1992	2,152	1,556	1,545	1,392	0,343	2,088	1,474	1,516	1,377	0,375
1993	2,282	1,589	1,580	1,444	0,356	2,365	1,574	1,528	1,548	0,343
1994	2,250	1,444	1,500	1,500	0,336	2,471	1,697	1,500	1,647	0,366
1995	2,182	1,600	1,548	1,409	0,362	2,576	1,637	1,614	1,596	0,363
1996	2,262	1,531	1,562	1,448	0,345	2,764	1,652	1,652	1,673	0,379
1997	2,500	1,538	1,673	1,494	0,368	2,768	1,704	1,644	1,684	0,393
1998	2,463	1,570	1,717	1,435	0,379	2,606	1,687	1,613	1,615	0,395
1999	2,478	1,577	1,735	1,429	0,386	2,500	1,714	1,553	1,609	0,384

Anmerkung: Der Variationskoeffizient beschreibt das Verhältnis von Standardabweichung zu Mittelwert. 90/10, 75/25, 90/50, und 50/10 beschreiben das Verhältnis des Bruttoeinkommens des 90. bzw. 75. Perzentils zum Bruttoeinkommen des 10. bzw. 25. Perzentils.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 3 Beschreibende Statistiken für erklärende Variablen

Variable	Deutsche		Ausländer	
	Mittelwert	Standard Abweichung	Mittelwert	Standard Abweichung
Bruttomonatseinkommen	4495,345	2163,470	3835,268	1520,837
Reales Bruttomonatseinkommen	4899,172	2192,512	4132,976	1492,734
Log. reales Bruttomonatseinkommen	8,423	0,371	8,274	0,316
Qual (Qualifikationsstufe) 1	0,006	0,077	0,158	0,364
Qual (Qualifikationsstufe) 2	0,095	0,293	0,303	0,460
Qual (Qualifikationsstufe) 3	0,725	0,446	0,442	0,497
Qual (Qualifikationsstufe) 4	0,174	0,379	0,097	0,295
Jahre Arbeitserfahrung / 10	2,215	1,118	2,381	1,166
Jahre Arbeitserfahrung <sup>2</sup> / 100	6,158	5,375	7,031	5,784
Jahre Betriebszugehörigkeitsdauer / 10	1,232	1,019	1,078	0,825
Im öffentlichen Dienst	0,277	0,447	0,091	0,287
Trend * Betriebszugehörigkeit/10	10,348	11,328	10,099	10,501
Trend * Erfahrung / 10	18,719	14,457	21,715	16,526
Trend * Erfahrung <sup>2</sup> / 100	51,519	57,322	65,113	70,619
Trend * Qual 2	0,781	2,782	2,725	4,780
Trend * Qual 3	6,107	5,404	3,932	5,351
Trend * Qual 4	1,533	3,849	0,963	3,257
Trend * Deutsch	8,474	4,559	0,000	0,000
Beobachtungsjahr	1991,474	4,559	1991,998	4,501
Bundesland 1	0,041	0,199	0,041	0,197
Bundesland 2	0,047	0,212	0,013	0,112
Bundesland 3	0,022	0,147	0,039	0,195
Bundesland 4	0,123	0,328	0,054	0,227
Bundesland 5	0,011	0,106	0,003	0,058
Bundesland 6	0,268	0,443	0,253	0,435
Bundesland 7	0,090	0,287	0,117	0,322
Bundesland 8	0,075	0,263	0,043	0,204
Bundesland 9	0,149	0,356	0,277	0,448
Überstunden im letzten Monat	2,933	10,281	2,868	9,346
Zahl bezahlter Überst. im letzten Monat	0,433	0,496	0,306	0,461

Anmerkung: Die Mittelwerte und Standardabweichungen beschreiben die in den Analysen genutzten gewichteten Stichproben. Sie wurden auf der Basis von 12.347 ausländischen und 30.191 deutschen ungewichteten Beobachtungen gewonnen.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 4 Überstundenentwicklung für Ausländer

	Gesamt		1. Quartil		2. Quartil		3. Quartil		4. Quartil	
	ÜST	ZBÜ	ÜST	ZBÜ	ÜST	ZBÜ	ÜST	ZBÜ	ÜST	ZBÜ
1984	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1985	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1986	0,353	15,8	0,184	12,9	0,386	8,5	0,301	17,9	0,619	23,4
1987	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1988	0,338	20,3	0,281	15,8	0,177	13,0	0,255	20,1	0,587	25,4
1989	0,309	19,8	0,164	14,1	0,193	13,3	0,277	17,3	0,559	27,4
1990	0,371	22,0	0,139	18,9	0,267	14,9	0,267	13,8	0,701	28,2
1991	0,398	22,0	0,161	12,8	0,261	11,9	0,424	26,9	0,603	22,8
1992	0,414	18,8	0,140	16,8	0,293	13,0	0,382	18,6	0,574	21,4
1993	0,327	16,5	0,171	10,3	0,284	12,9	0,290	17,4	0,452	22,2
1994	0,374	20,1	0,215	16,1	0,277	15,1	0,392	11,5	0,561	30,4
1995	0,353	19,7	0,246	16,5	0,260	8,8	0,298	16,7	0,511	30,7
1996	0,380	22,7	0,305	16,1	0,233	19,9	0,362	24,2	0,512	24,8
1997	0,376	16,3	0,295	11,8	0,338	8,3	0,293	18,0	0,465	23,6
1998	0,358	20,1	0,190	14,4	0,221	18,8	0,357	16,6	0,463	25,3
1999	0,345	17,2	0,269	12,0	0,423	13,9	0,333	14,2	0,354	24,4

Anmerkung:

- Alle Ziffern beschreiben die Merkmale der gewichteten Ausländerstichprobe.
- In den letzten Spalten wird die Gesamtstichprobe gemäß ihrer Position in der Gesamteinkommensverteilung gruppiert.
- Die Variable ÜST beschreibt den Anteil der Personen, die angeben im letzten Monat Überstunden geleistet zu haben, die Variable ZBÜ beschreibt die durchschnittliche Anzahl von Überstunden in der Gruppe von Personen die tatsächlich Überstunden gemacht habe die tatsächlich Überstunden gemacht habe und deren Überstunden bezahlt wurden.
- In den Jahren 1984, 1985 und 1987 wurde die Überstundeninformation nicht abgefragt.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 5 Gepoolte Regressionen  
 Abh. Variable: Logarithmus der realen Bruttomonatseinkommen

Variable	Schätzung 1		Schätzung 2		Schätzung 3		Schätzung 4	
	Koeff.	T-Wert	Koeff.	T-Wert	Koeff.	T-Wert	Koeff.	T-Wert
Deutsche Nationalität	0,076	15,59	-0,071	-2,46	-0,092	-3,02	-0,258	-3,94
Qualifikationsstufe 2	0,006	0,54	0,005	0,25	-0,019	-0,65	0,052	1,12
Qualifikationsstufe 3	0,141	14,03	0,154	7,99	0,139	5,00	0,213	4,72
Qualifikationsstufe 4	0,582	55,00	0,591	30,33	0,586	20,41	0,659	14,45
Erfahrung / 10	0,336	58,96	0,350	57,50	0,421	35,90	0,425	34,54
Erfahrung <sup>2</sup> / 100	-0,059	-51,19	-0,062	-49,69	-0,077	-31,72	-0,077	-30,30
Betriebszugehörigkeit / 10	0,043	23,62	0,041	21,68	0,028	7,16	0,027	6,69
Ausländer * Qual 2	-	-	0,024	1,00	0,029	1,22	-0,063	-1,15
Ausländer * Qual 3	-	-	-0,047	-2,04	-0,042	-1,79	-0,158	-2,97
Ausländer * Qual 4	-	-	-0,007	-0,26	0,004	0,14	-0,116	-1,87
Ausl.* Erfahrung / 10	-	-	-0,126	-7,17	-0,125	-7,06	-0,174	-4,60
Ausl.* Erfahrung <sup>2</sup> / 100	-	-	0,022	6,17	0,021	5,99	0,027	3,57
Ausl.* Betriebszug. / 10	-	-	0,017	2,55	0,018	2,63	0,028	1,71
Trend * Qual 2	-	-	-	-	0,002	1,01	-0,006	-1,18
Trend * Qual 3	-	-	-	-	0,001	0,54	-0,007	-1,54
Trend * Qual 4	-	-	-	-	0,000	0,04	-0,008	-1,77
Trend * Erfahrung / 10	-	-	-	-	-0,009	-6,94	-0,009	-6,94
Trend * Erfahrung <sup>2</sup> / 100	-	-	-	-	0,002	7,06	0,002	6,87
Trend * Betriebszug. / 10	-	-	-	-	0,001	3,71	0,002	3,88
Trend * Deutsche Nation.	-	-	-	-	0,003	3,06	0,022	3,33
Ausl.* Trend * Qual 2	-	-	-	-	-	-	0,010	1,85
Ausl.* Trend * Qual 3	-	-	-	-	-	-	0,013	2,43
Ausl.* Trend * Qual 4	-	-	-	-	-	-	0,013	2,15
Ausl.* Trend * Erfahrg. / 10	-	-	-	-	-	-	0,006	1,51
Ausl.* Trend * Erfahrg. <sup>2</sup> / 100	-	-	-	-	-	-	-0,001	-0,99
Ausl.* Trend * Betriebsz. / 10	-	-	-	-	-	-	-0,001	-0,75
R <sup>2</sup>	0,389		0,390		0,392		0,392	
Angepasstes R <sup>2</sup>	0,389		0,390		0,391		0,391	
Signifikanztests für fixe Effekte:								
F-Test: Bundeslandeffekte (8)	0,389 **		37,170 **		36,960 **		36,680 **	
F-Test: Jahreseffekte (15)	118,560 **		116,590 **		14,220 **		11,760 **	
Signifikanztests für Interaktionsterme (Parameterzahl in Klammern):								
F-Test: A * X (6)	-		15,95 **		15,91 **		7,51 **	
F-Test: A * X (7)	-		-		12,08 **		10,76 **	
F-Test: A * T * X (6)	-		-		-		1,68	

Anmerkung:

Alle Schätzungen werden für die gepoolten Daten der deutschen und ausländischen Stichprobe über alle Jahre mit 42.538 Beobachtungen durchgeführt. Sie kontrollieren zusätzlich für 8 Bundesland-, 15 Jahresindikatoren und die Regressionskonstante (nicht dargestellt). Die Ergebnisse von F-Tests auf gemeinsame Signifikanz der Indikatorgruppen sowie der Gruppen von Interaktionsvariablen sind mit \*\* bei Signifikanz am 1- und mit \* bei Signifikanz am 5-Prozent-Niveau gekennzeichnet. Die Interaktionen mit Ausländerindikatoren sind mit "A" abgekürzt, "T" steht für den Zeittrend, und "X" steht für die Variablengruppe mit 3 Qualifikationsindikatoren, zwei Erfahrungsvariablen und dem Maß für Betriebszugehörigkeitsdauer.

Quelle: GSOEP, eigene Berechnungen.

Abbildung 1 Median realer Bruttoeinkommen - Alte Bundesländer - Indexiert auf 1991

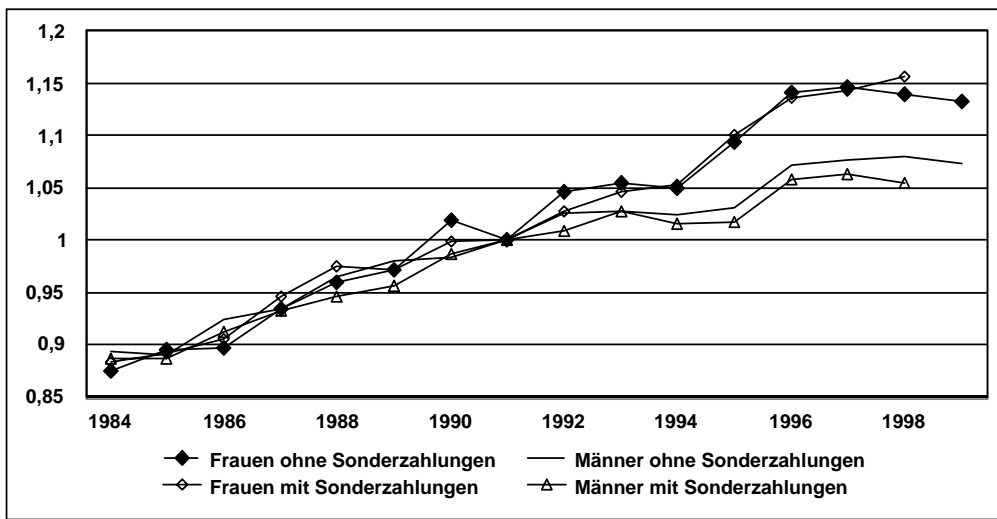


Abbildung 2 Median realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen - Alte Bundesländer - Indexiert auf 1991

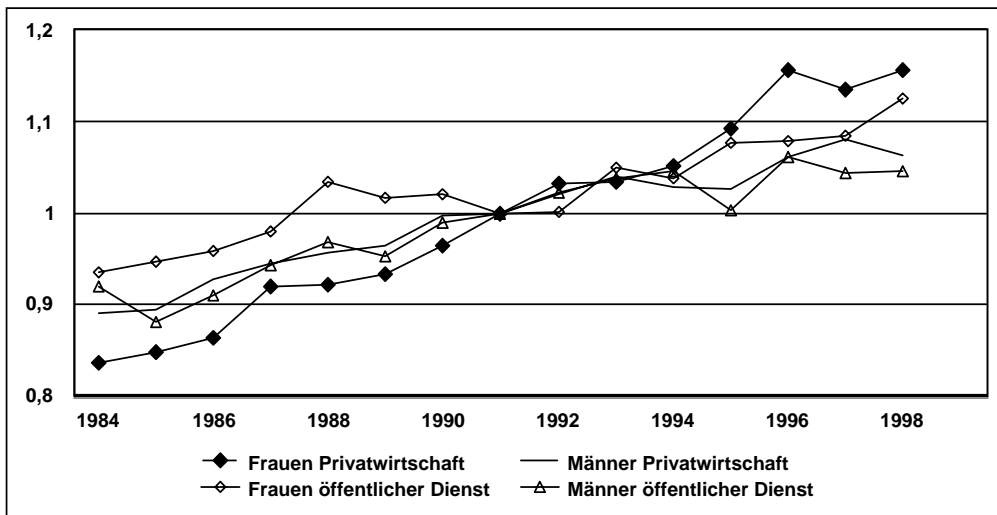


Abbildung 3 Median realer Bruttoeinkommen - Neue Bundesländer - Indexiert auf 1991

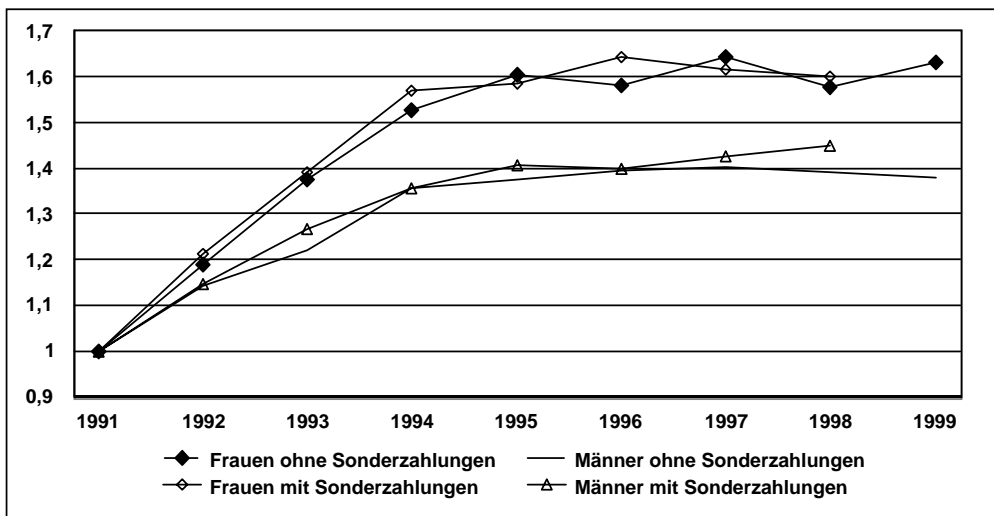


Abbildung 4 Median realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen - Neue Bundesländer - Indexiert auf 1991

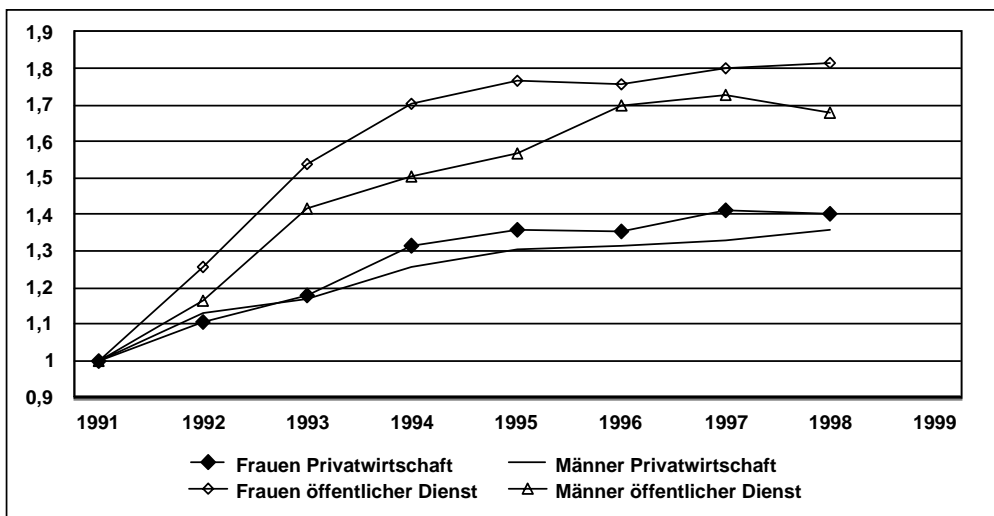


Abbildung 5 Median realer Bruttoeinkommen - Alte Bundesländer - Indexiert auf 1991 - Nur Männer

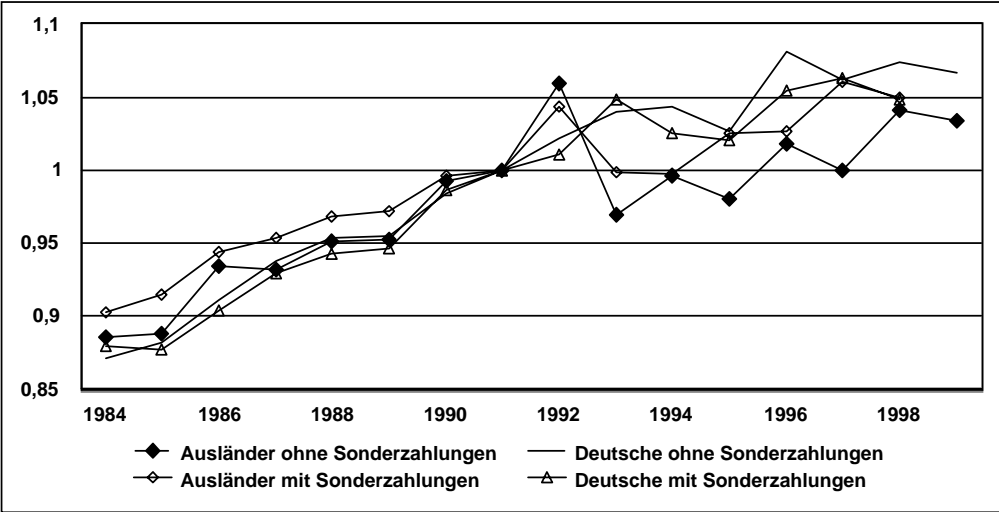


Abbildung 6 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen - Alte Bundesländer

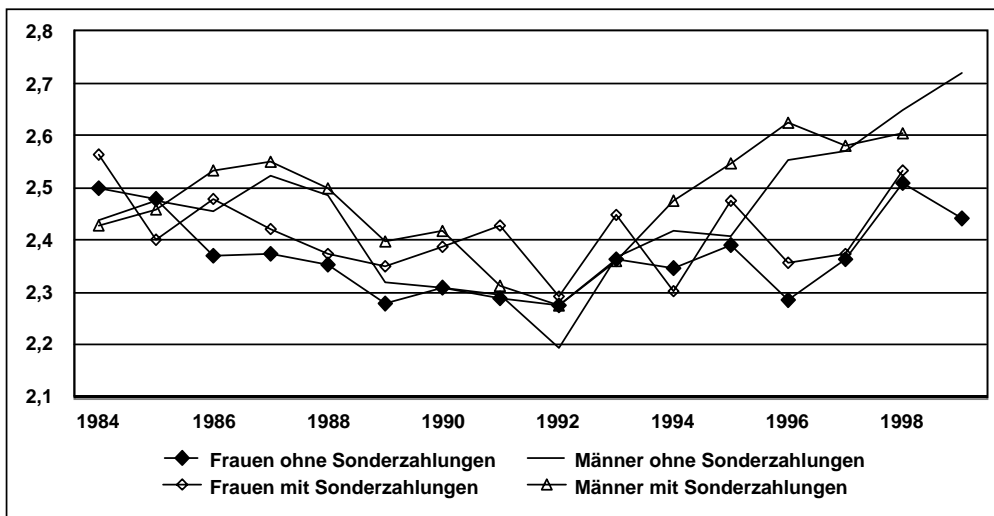


Abbildung 7 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen - Alte Bundesländer

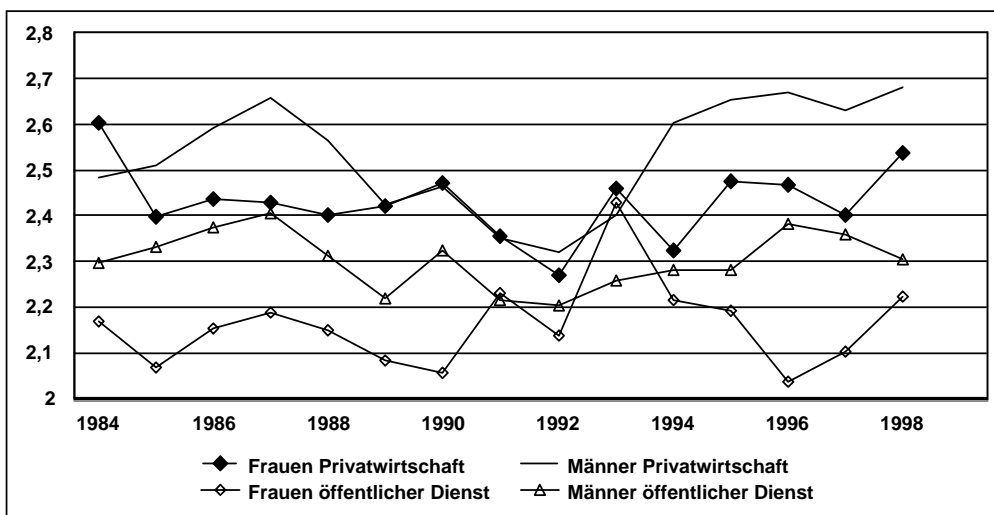


Abbildung 8 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen - Neue Bundesländer

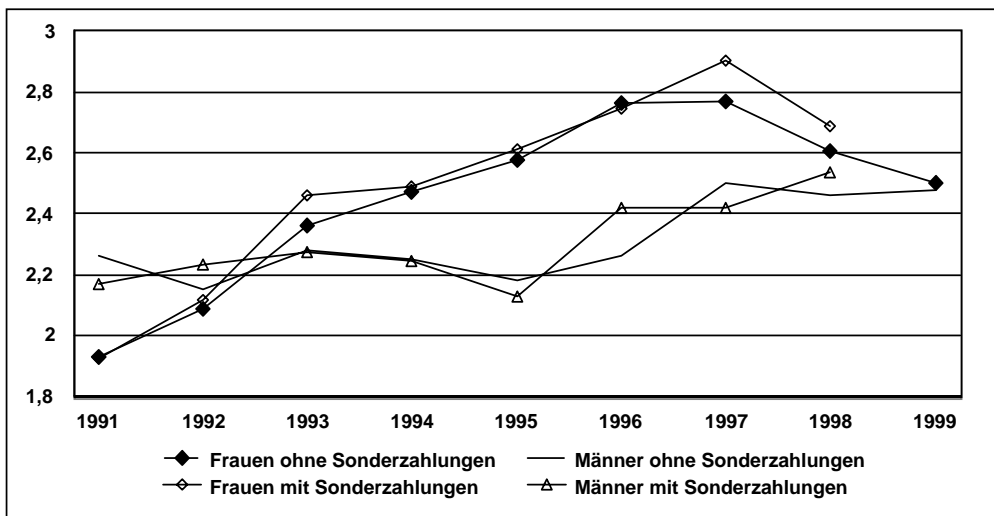


Abbildung 9 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen incl. Sonderzahlungen - Neue Bundesländer

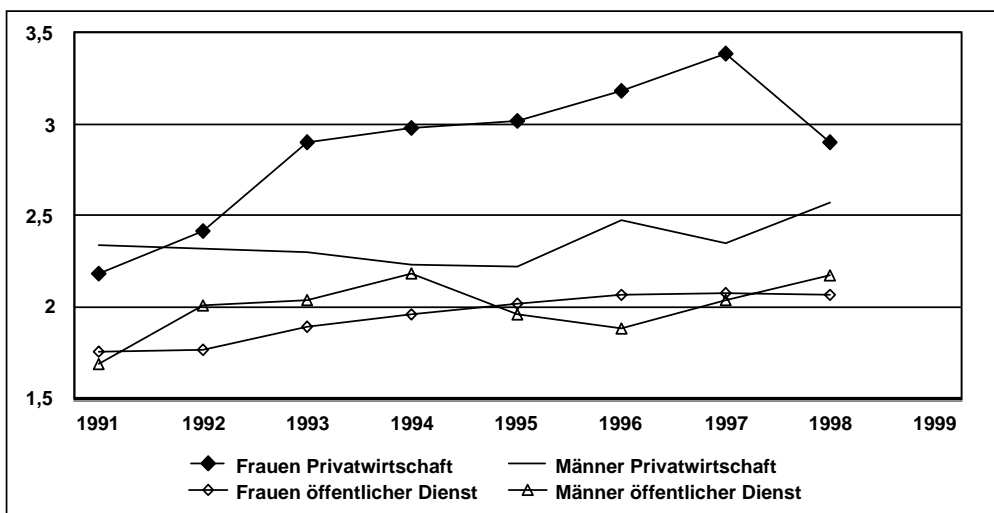


Abbildung 10 90 / 10-Verhältnis realer Bruttoeinkommen - Alte Bundesländer - Nur Männer

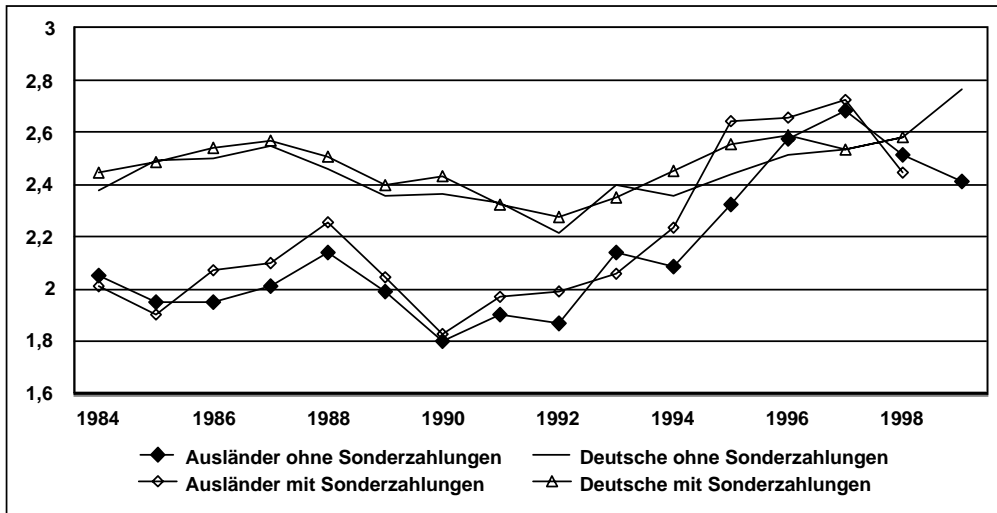


Abbildung 11 Median realer Bruttoeinkommen - Alte Bundesländer - Nur Männer

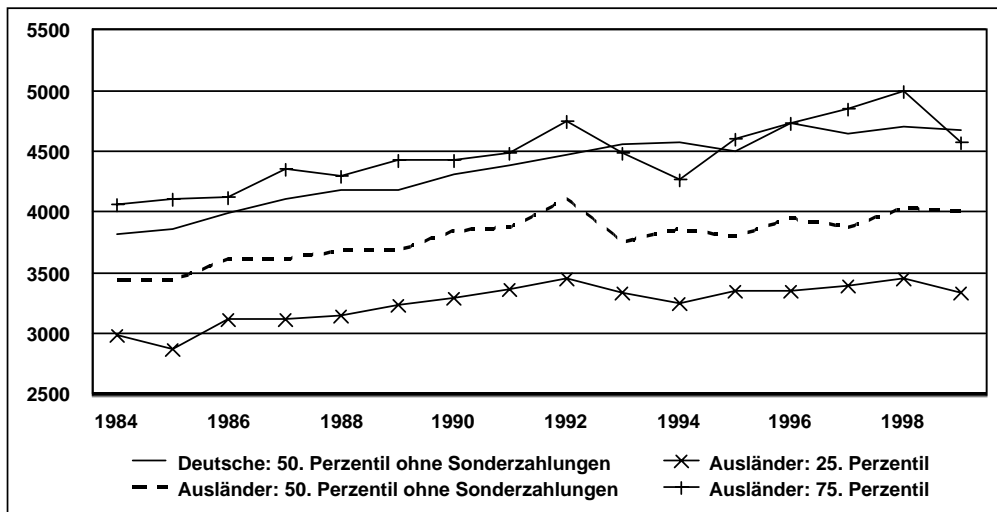
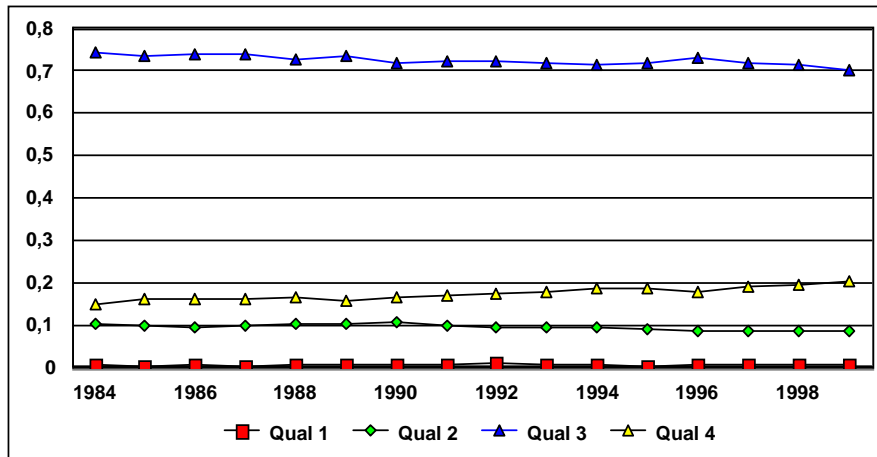
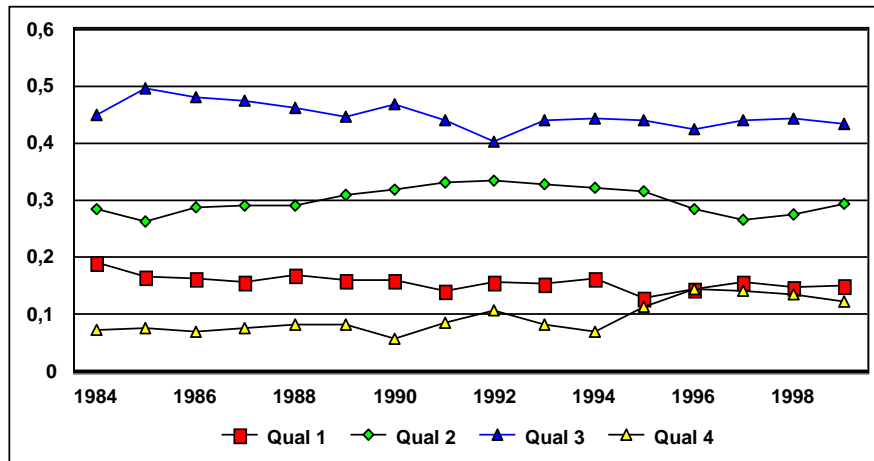


Abbildung 12 Entwicklung von Merkmalen über die Zeit

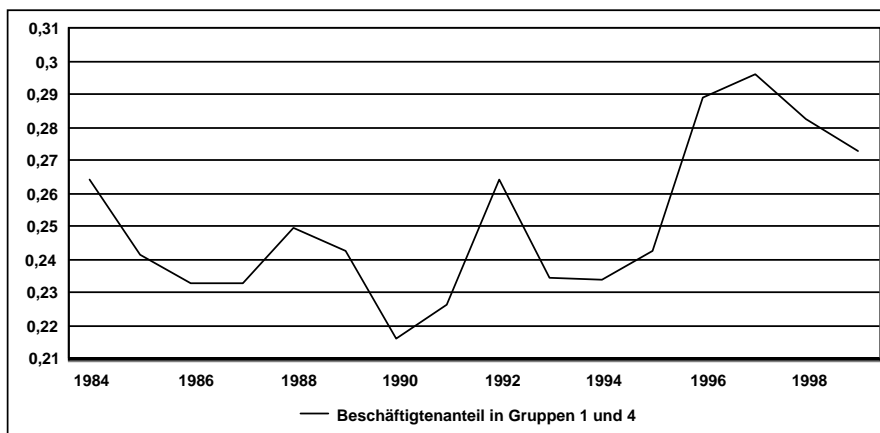
(a) Qualifikationsstufenanteile - Deutsche



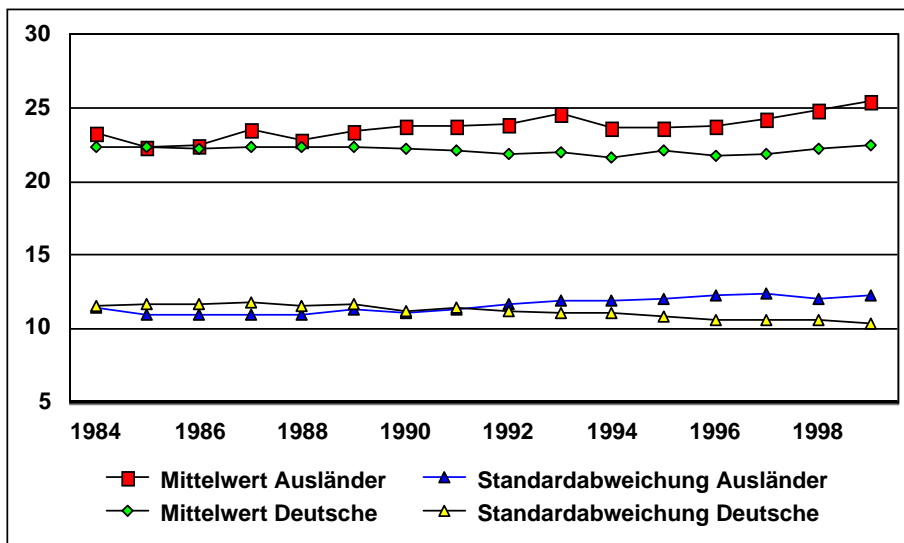
(b) Qualifikationsstufenanteile - Ausländer



(c) Beschäftigtenanteil in den Randgruppen der Qualifikation



(d) Arbeitserfahrung



(e) Betriebszugehörigkeitsdauer

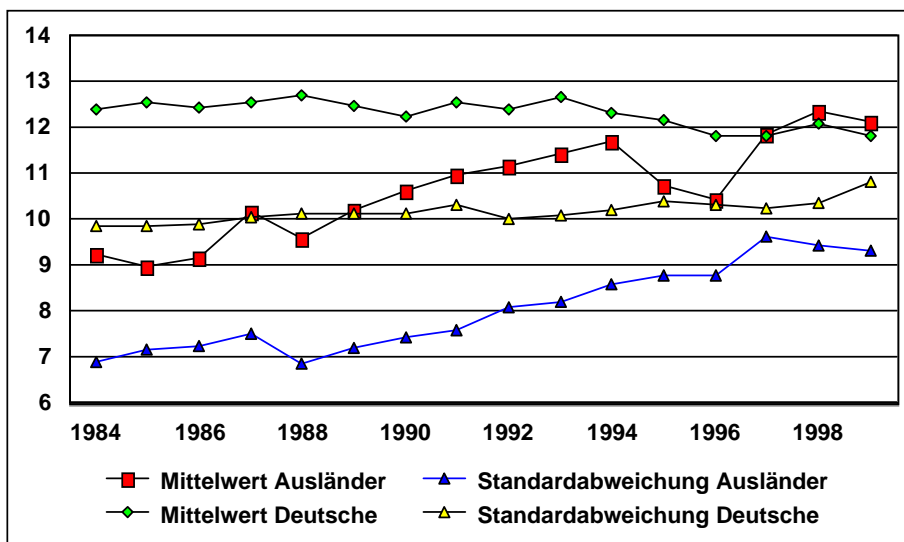
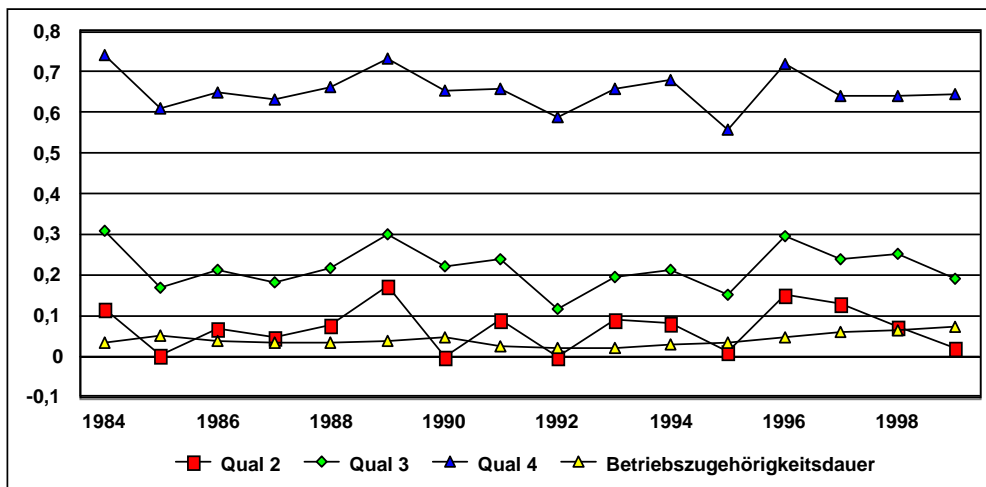


Abbildung 13 Renditeentwicklung - Deutsche

(a) Koeffizienten für formale Qualifikation und Betriebszugehörigkeit



(b) Durchschnittliche Rendite auf Erfahrung

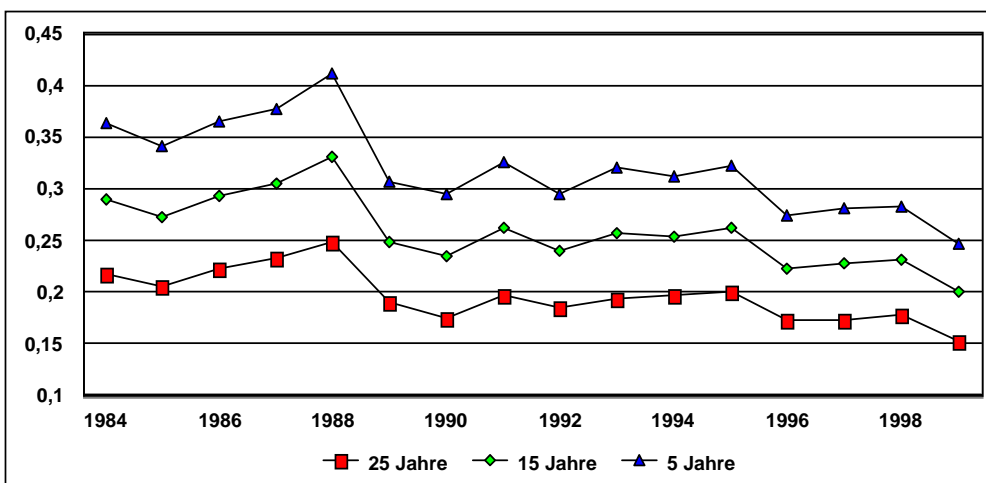
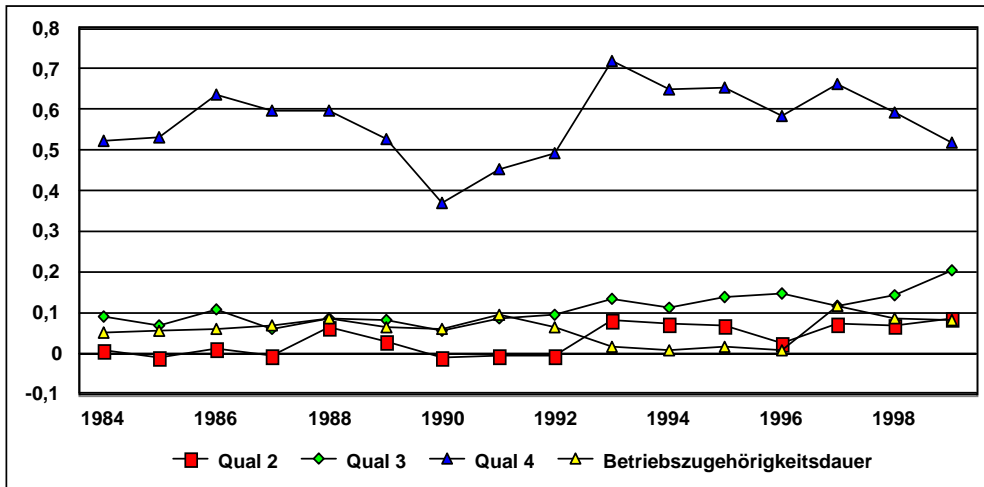
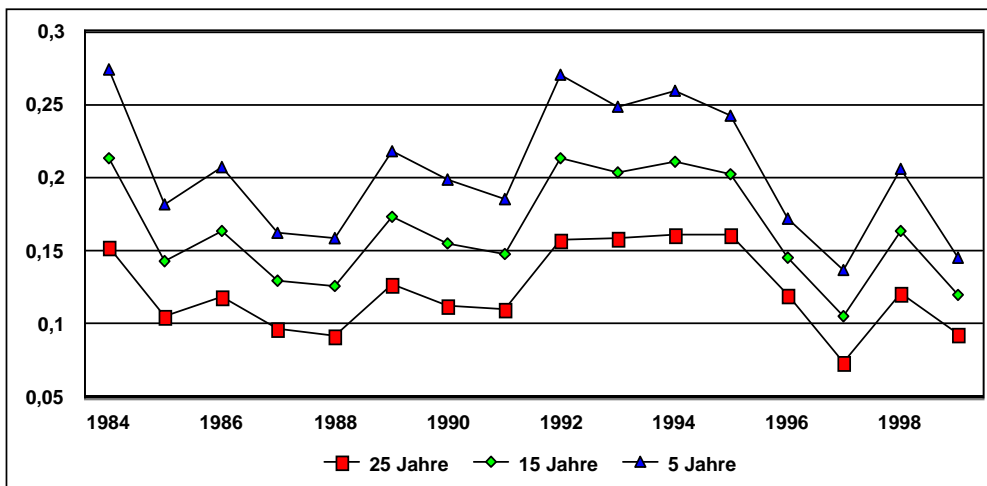


Abbildung 14 Renditeentwicklung - Ausländer

(a) Koeffizienten für formale Qualifikation und Betriebszugehörigkeit



(b) Durchschnittliche Rendite auf Erfahrung



## Appendix

### 1. Schätzergebnisse ohne Überstundenkontrolle

#### Deutsche Beschäftigte

	1984		1985		1986		1987		1988		1989		1990		1991	
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t
Q 2	0,12	1,29	0,00	0,01	0,07	0,69	0,04	0,39	0,08	0,78	0,17	2,15	-0,00	-0,04	0,09	1,19
Q 3	0,31	3,43	0,17	1,67	0,21	2,21	0,18	1,62	0,22	2,24	0,30	3,80	0,22	2,78	0,24	3,22
Q 4	0,74	8,19	0,61	5,94	0,65	6,62	0,63	5,54	0,66	6,84	0,73	9,19	0,65	8,05	0,66	8,83
Erf	0,40	18,08	0,38	15,44	0,40	15,47	0,41	15,84	0,45	16,87	0,34	13,30	0,32	11,44	0,36	13,49
Erf <sup>2</sup>	-0,07	15,76	-0,07	13,47	-0,07	13,26	-0,07	13,59	-0,08	14,75	-0,06	11,38	-0,06	10,35	-0,06	12,01
B	0,03	4,40	0,05	6,16	0,04	4,33	0,03	3,78	0,03	3,82	0,04	4,42	0,05	5,40	0,03	3,13

	1992		1993		1994		1995		1996		1997		1998		1999	
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t
Q 2	-0,00	-0,04	0,09	1,11	0,08	0,71	0,01	0,10	0,15	1,46	0,13	1,29	0,07	0,74	0,02	0,22
Q 3	0,12	1,61	0,20	2,57	0,21	1,86	0,15	1,34	0,29	2,93	0,24	2,48	0,25	2,67	0,19	2,24
Q 4	0,59	7,89	0,66	8,50	0,68	5,97	0,56	4,90	0,72	7,08	0,64	6,53	0,64	6,74	0,64	7,49
Erf	0,32	12,01	0,35	12,11	0,34	11,25	0,35	11,59	0,30	9,47	0,31	9,76	0,31	9,87	0,27	8,91
Erf <sup>2</sup>	-0,06	10,09	-0,06	10,75	-0,06	-9,28	-0,06	-9,95	-0,05	-7,85	-0,05	-8,54	-0,05	-8,31	-0,05	-7,56
B	0,02	2,16	0,02	2,38	0,03	2,90	0,03	3,59	0,05	4,94	0,06	6,63	0,06	6,68	0,07	9,08

#### Ausländische Beschäftigte

	1984		1985		1986		1987		1988		1989		1990		1991	
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t
Q 2	0,01	0,29	-0,01	-0,44	0,01	0,51	-0,00	-0,15	0,06	2,42	0,03	1,08	-0,01	-0,38	-0,00	-0,13
Q 3	0,09	4,33	0,07	2,74	0,11	4,60	0,06	2,30	0,08	3,33	0,08	3,13	0,06	2,09	0,09	2,74
Q 4	0,52	15,69	0,53	13,81	0,64	17,03	0,60	14,89	0,60	15,84	0,53	13,67	0,37	8,24	0,45	9,86
Erf	0,30	12,04	0,20	6,48	0,23	7,75	0,18	5,46	0,18	4,97	0,24	6,75	0,22	6,27	0,20	5,31
Erf <sup>2</sup>	-0,06	12,07	-0,04	6,03	-0,04	7,25	-0,03	4,87	-0,03	-4,55	-0,05	-6,25	-0,04	-6,17	-0,04	-4,87
B	0,05	3,77	0,05	3,72	0,06	4,25	0,07	4,79	0,08	5,33	0,06	4,04	0,06	3,97	0,09	5,76

	1992		1993		1994		1995		1996		1997		1998		1999	
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t
Q 2	-0,01	-0,22	0,08	2,91	0,07	2,44	0,07	2,04	0,03	0,67	0,07	2,06	0,07	1,80	0,08	2,05
Q 3	0,09	3,34	0,13	4,73	0,11	3,93	0,14	4,24	0,15	4,09	0,12	3,53	0,14	3,73	0,20	4,81
Q 4	0,49	12,35	0,72	17,78	0,65	14,67	0,65	15,66	0,58	13,17	0,66	16,65	0,59	13,59	0,52	10,26
Erf	0,30	8,35	0,27	7,86	0,28	7,70	0,26	6,53	0,19	3,88	0,15	3,44	0,23	4,47	0,16	2,90
Erf <sup>2</sup>	-0,06	-8,04	-0,04	-6,60	-0,05	-6,58	-0,04	-5,12	-0,03	-2,82	-0,03	-3,69	-0,04	-4,36	-0,03	-2,54
B	0,06	4,43	0,01	1,06	0,01	0,42	0,01	0,96	0,01	0,52	0,12	7,44	0,09	5,40	0,08	4,77

#### Anmerkungen:

- Die Indikatoren K und t stehen für Koeffizient und t-Wert.
- Die Indikatoren Q2, Q3, Q4, Erf, Erf<sup>2</sup> und B stehen für Qualifikationsstufe 2-4, Erfahrung \* 10<sup>-1</sup>, Erfahrung \* 10<sup>-1</sup> zum Quadrat und Betriebszugehörigkeitsdauer \* 10<sup>-1</sup>.
- Die Schätzungen kontrollieren zusätzlich für fixe Bundeslandeffekte und eine Konstante.

## 2. Schätzergebnisse mit Überstundenkontrolle für Ausländer

	1984		1985		1986		1987		1988		1989		1990		1991		
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	
NÜ	-	-	-	-	-	0,04	5,09	-	-	0,05	6,11	0,05	5,87	0,06	7,77	0,05	5,87
Q 2	-	-	-	-	-	0,02	0,70	-	-	0,07	2,59	0,03	1,22	-0,01	-0,26	0,00	0,04
Q 3	-	-	-	-	-	0,11	4,89	-	-	0,09	3,59	0,09	3,50	0,06	2,40	0,09	3,06
Q 4	-	-	-	-	-	0,63	16,90	-	-	0,62	16,63	0,54	14,33	0,40	9,10	0,47	10,48
Erf	-	-	-	-	-	0,22	7,36	-	-	0,15	4,28	0,23	6,46	0,19	5,72	0,18	4,77
Erf2	-	-	-	-	-	-0,04	-6,79	-	-	-0,03	-3,80	-0,04	-5,84	-0,04	-5,53	-0,03	-4,40
B	-	-	-	-	-	0,06	4,13	-	-	0,09	5,75	0,06	3,95	0,07	4,58	0,10	6,07

	1992		1993		1994		1995		1996		1997		1998		1999	
	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t	K	t
NÜ	0,05	4,98	0,04	4,17	0,06	6,87	0,04	4,58	0,05	4,16	0,02	1,26	0,03	2,25	0,04	1,96
Q 2	-0,01	-0,40	0,08	2,85	0,06	1,95	0,07	2,17	0,02	0,48	0,07	2,06	0,07	1,78	0,08	2,04
Q 3	0,09	3,41	0,13	4,76	0,10	3,78	0,14	4,39	0,14	3,95	0,12	3,51	0,15	3,82	0,20	4,86
Q 4	0,50	12,73	0,73	18,26	0,66	15,48	0,67	16,27	0,59	13,56	0,67	16,70	0,60	13,82	0,52	10,39
Erf	0,28	8,03	0,27	8,07	0,29	8,01	0,24	5,91	0,18	3,86	0,15	3,41	0,23	4,58	0,16	2,89
Erf2	-0,05	-7,77	-0,05	-6,79	-0,05	-6,87	-0,04	-4,44	-0,03	-2,72	-0,03	-3,64	-0,04	-4,46	-0,03	-2,49
B	0,07	4,75	0,02	1,20	0,01	0,68	0,02	1,27	0,01	0,57	0,12	7,45	0,09	5,45	0,08	4,73

### Anmerkungen:

- s.o.
- Der Indikator NÜ repräsentiert die Variable "Zahl der Überstunden im letzten Monat \*  $10^{-1}$ ", die nur für diejenigen kodiert ist, die einen finanziellen Ausgleich für die Überstunden erhalten. Da die Variable in den Jahren 1984, 1985 und 1987 nicht zur Verfügung steht, konnten hier keine Vergleichsschätzungen erfolgen. Die Variable ist nach oben am Wert 99 zensiert, was circa 0,45 Prozent der ausländischen Beobachtungen betrifft.