

---

Chapter Title: Bildungsexpansion, Qualifikationsstruktur und Einkommensverteilung Eine Analyse mit Daten des Mikrozensus und der Beschäftigtenstatistik

Chapter Author(s): Lutz Bellmann, Alex Reinberg and Manfred Tessaring

Book Title: Bildung, Bildungsfinanzierung und Einkommensverteilung II.

Book Author(s): Lutz Bellmann, Karl-Dieter Gröske, Alex Reinberg, Manfred Tessaring and Dieter Timmermann

Book Editor(s): Reinar Lüdeke

Published by:

Stable URL: <https://www.jstor.org/stable/j.ctv28hj4k2.4>

---

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact [support@jstor.org](mailto:support@jstor.org).

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at <https://about.jstor.org/terms>



This content is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0). To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.



JSTOR

is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Bildung, Bildungsfinanzierung und Einkommensverteilung II*.

# **Bildungsexpansion, Qualifikationsstruktur und Einkommensverteilung**

## **Eine Analyse mit Daten des Mikrozensus und der Beschäftigtenstatistik**

Von *Lutz Bellmann, Alex Reinberg und Manfred Tessaring*

### **A. Einleitung**

Der Zusammenhang von Bildungsexpansion und qualifikatorischer Einkommensstruktur verdient aus zwei Gründen besondere Aufmerksamkeit (*Lüdeke* 1978, S. 100). Den Bildungs- und Arbeitsmarktpolitiker interessiert erstens, ob sich die Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften bei flexiblen qualifikatorischen Einkommensunterschieden verändert bzw. inwieweit Veränderungen der relativen Einkommen auch Indikatoren für Nachfrageveränderungen sind. Zweitens geht es um die Frage, ob die Bildungsexpansion und die veränderte Qualifikationsstruktur des Arbeitskräfteangebots in längerfristiger Betrachtung zu einer Verringerung von Einkommensabständen geführt hat.

In beiden Fällen werden flexible bzw. sich — je nach Arbeitsmarktlage — unterschiedlich verändernde Einkommen unterstellt; ein — im Vergleich zu anderen Ausbildungsabschlüssen oder zum Bedarf — höheres Angebot, z. B. an hochqualifizierten Arbeitskräften, führe auch zu einer Verringerung ihres Einkommensabstandes.

Dieser These liegt die neoklassische Begründung der Einkommensverteilung zugrunde, nach der vor allem Ausbildung und Berufserfahrung Signale für die individuelle Produktivität und demnach für die Einkommenserzielung sind. Bei forcierter Bildungsexpansion könnte der formale Ausbildungsabschluß diese Funktion nicht mehr erfüllen: Führt die Bildungsexpansion zu einer geringer werdenden Selektivität des Bildungswesens, so sinkt damit auch die Bedeutung von Abschlußzertifikaten als Signal für individuelle Produktivitäten. Ausbildung und Berufserfahrung bleiben im Zuge dieses Prozesses zwar noch eine notwendige, nicht mehr aber eine hinreichende Voraussetzung für die Zuordnung zu höheren Positionen und damit Einkommen im Beschäftigungssystem; der Filter „Ausbildung“ wird zunehmend durch andere Selektionskriterien bei der Bewerberauswahl und beruflichen Karriere ersetzt.

Hierzu gibt es eine Reihe von theoretischen Ansätzen, die nicht unbedingt im Widerspruch zu den neoklassischen Theorien stehen, sondern sie teilweise ergänzen.

zen (*Sahota 1977; Hübler 1984*). So etwa sind den „Britischen Theorien“ zufolge auch ererbte / angeborene Faktoren oder Zufälligkeiten wichtige Bestimmungsfaktoren der Einkommenshöhe. Segmentations- und Dual Labour Market-Theorien wiederum messen den gesellschaftlichen Faktoren (die auch den Zugang zu Bildung, Ausbildung und Beruf bestimmen) einen größeren Einfluß auf die Einkommensverteilung bei.

Diese Fragestellung hat in den letzten Jahren — vor allem in den USA — eine heftige Kontroverse ausgelöst. Dabei wird diskutiert, warum trotz der Ausweitung des Neuangebots an college-Absolventen sich ihr Einkommensabstand zu niedriger qualifizierten Arbeitskräften (z. B. high school graduates) sogar noch erhöhte (*Murphy / Welch 1991; Blackburn / Bloom / Freeman 1990/91; Katz / Murphy 1992, Bound / Johnson 1992; Katz / Loveman 1992; Hecker 1992*). Eine Begründung verweist darauf, daß — bei gegebener Verteilung von Arbeitsplätzen und der daran gebundenen Löhne — die Bildungsexpansion lediglich die Zuordnung von Arbeitskräften und Arbeitsplätzen, also auch die Adäquanz der Beschäftigung, verändern könnte. Höherqualifizierte übernehmen zunehmend Aufgaben, die vormals von niedriger Qualifizierten erledigt wurden, ohne aber auch entsprechend niedriger bezahlt zu werden. Die Löhne sind nach unten rigide, was mit Aspekten der Fairness, der Sicherung von Betriebshierarchien und der Vermeidung kostenträchtiger zwischenbetrieblicher Mobilität begründet wird: Die Bildungsexpansion tangiert die Einkommensverteilung — n. b. aller Arbeitskräfte — nicht (*Lüdeke 1981*).

Als weitere Erklärungen für den steigenden Einkommensabstand der Höherqualifizierten werden genannt:

- Der Rückgang der Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe, der zu einer relativen Zunahme der Nachfrage nach höher qualifizierten Arbeitskräften geführt habe (*Murphy / Welch 1991*)
- Die Erosion der Marktposition der Gewerkschaften, die mit einem Rückgang des Einkommens ihrer Mitglieder — überwiegend Nicht-Akademiker — verbunden ist (*Bluestone / Harrison 1988; Freeman 1991*)
- Die technologische Entwicklung (insbesondere im EDV-Bereich), die die Nachfrage nach besser ausgebildeten und flexiblen Arbeitskräften erhöht hat (*Davis / Haltiwanger 1991; Krueger 1991; Mincer 1991*)
- die Abschwächung der Zunahme des Angebots an höherqualifizierten Arbeitskräften (*Murphy / Welch 1991*)

*Hecker (1992)* verneint die letztgenannte These einer Angebotsabschwächung. Er sieht die Ursache vielmehr in der Restrukturierung der amerikanischen Wirtschaft begründet. Diese These steht — für die USA — in gewissem Widerspruch zu anderen Analysen, die aus dem Anstieg der relativen Einkommen einen Nachfrageüberhang bzw. eine Angebotslücke an college-Absolventen ableiten (*Murphy / Welch 1991; Bishop / Carter 1991*).

*Bound / Johnson* (1992) versuchen im Rahmen eines allgemeinen Ansatzes eine Gewichtung der genannten Ursachen für die zunehmenden Bildungsrenditen Hochqualifizierter vorzunehmen. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß der technische Fortschritt zur Einsparung von Arbeitskräften mit niedrigerer Qualifikation geführt habe. Diese Entwicklung war zwar auch in den 70er Jahren wirksam, wurde aber durch die Angebotszunahme von Hochschulabsolventen überdeckt. Es wäre also auch schon in den 70er Jahren zu einer Vergrößerung der qualifikationsbedingten Einkommensdisparitäten gekommen, wenn die Bildungsexpansion nicht einkommensnivellierend entgegengewirkt hätte.

International vergleichende Untersuchungen mit dem Ziel einer Erfassung von institutionellen Einflüssen und der Wirkung des technischen Fortschritts stehen somit ganz oben auf der Forschungsagenda, weil die technologische Entwicklung weitgehend einheitlich verläuft und sich damit die entsprechenden Erklärungshypothesen überprüfen lassen (*Katz / Loveman* 1992).

In der neueren arbeitsökonomischen Literatur (*Schultze* 1991) werden Einkommensrigiditäten auch damit begründet, daß es für Betriebe durchaus rational sein kann, die Löhne ihrer Beschäftigten nicht laufend der Entwicklung der Grenzproduktivität anzupassen. Vielmehr kommen Betriebe und Beschäftigte stillschweigend überein, bestimmte Konventionen und Institutionen kurzfristig unangetastet zu lassen, wenn sich die Rahmenbedingungen ändern. Neu eingestellte Beschäftigte genießen allerdings nicht mehr unbedingt die Vorteile solcher impliziten Kontrakte: Die Betriebe vollziehen die Einkommensanpassung bei Berufsanfängern ohne Zeitverzögerung, eine These, die auch mit der Segmentationstheorie bzw. der Dualen Arbeitsmarkttheorie vereinbar ist.

Ziel des vorliegenden Beitrags ist die Prüfung der Hypothese, daß sich die Bildungsexpansion einkommensnivellierend auswirkt. Grundlage der statistischen Überprüfung sind die beiden einzigen Statistiken, die das Qualifikationsniveau der Erwerbstätigen bzw. Beschäftigten erfassen: der Mikrozensus (MZ) und die Beschäftigtenstatistik (BS). Zusätzlich werden die Berufsanfänger einer gesonderten Analyse unterzogen, um die These zu prüfen, daß eine Einkommensnivellierung, wenn überhaupt, dann vor allem beim Neueintritt in das Beschäftigungssystem sichtbar wird.

Für die Bundesrepublik Deutschland gibt es nur vergleichsweise wenige aktuelle Studien zum Zusammenhang zwischen Einkommensverteilung und Bildungsexpansion. Arbeiten aus den ersten 80er Jahren kommen im wesentlichen zu einem engen Zusammenhang zwischen Bildung und Einkommensverteilung, wengleich sich eine tendenzielle Einkommensnivellierung andeutet. Von den Untersuchungen, die sich im wesentlichen auf die gleiche Datenbasis stützen wie die vorliegende, sind folgende zu nennen:

*Clement, Tessaring* und *Weißhuhn* (1980) und *dieselben* (1983) berechnen Einkommensfunktionen aus Daten der BS sowie Einkommensstrukturen aus MZ-



Daten; *Clement* und *Weißhuhn* (1982) kommen nach einer weiteren Analyse der BS 1974-1977 zu tendenziell leicht sinkenden — aber immer noch hohen — Renditen für hohe Ausbildungsabschlüsse.

*Bellmann* und *Buttler* (1989) untersuchen mit Daten der MZ 1978, 1982, 1985 und 1987 und der BS 1976-1984 die Einkommensrelationen für Berufsanfänger; sie gehen davon aus, daß die Einkommensposition der Akademiker sich aufgrund von Arbeitsmarktrigiditäten verzögert über die Alters- und Beschäftigtenstruktur verändert.

## B. Ziel und Aufbau der Untersuchung

Fragestellung der Untersuchung der qualifikationsbedingten Einkommensunterschiede in den alten Ländern der Bundesrepublik Deutschland ist, ob sich vor dem Hintergrund der Bildungsexpansion und der Höherqualifizierung der Erwerbstätigen eine tendenzielle Nivellierung der Einkommensdisparitäten ableiten läßt.<sup>1</sup> Weiterhin soll diskutiert werden, ob sich Veränderungen der Einkommensposition besonders bei den *Berufsanfängern*, die über keine „Berufserfahrung“ verfügen, bemerkbar machen.

Für diese Überprüfungen kommen, wie erwähnt, als statistische Grundlagen der *Mikrozensus* (MZ) — in Verbindung mit der Bildungsgesamtrechnung (BGR) des IAB — und die IAB-Stichprobe aus der *Beschäftigtenstatistik* (BS) der Bundesanstalt für Arbeit in Betracht. Beide Datenbasen haben ihre Stärken und Schwächen. Ihre Stärke liegt darin, daß sie die einzigen umfassenden Quellen einer solchen Analyse sind; ihre Schwäche ist in der nicht ganz vergleichbaren Definition der Einkommen und der Abgrenzung der Personengruppen zu sehen (vgl. die *Übersicht*). Die Analysen wurden nur für die alten Bundesländer durchgeführt; die Auszubildenden bleiben generell unberücksichtigt.

Nach einer Darstellung der Bildungsexpansion und der Veränderung der Qualifikationsstruktur (*Abschnitt C*) werden im *Abschnitt D* zunächst auf Basis der Mikrozensusen 1976 bis 1989 die Zusammenhänge zwischen Ausbildungsabschluß und den monatlichen Nettoeinkommen<sup>2</sup> der Erwerbstätigen (Voll- und Teilzeit) untersucht. Zur Berechnung der Einkommen von Berufsanfängern werden, da

<sup>1</sup> Grundsätzlich werden berechnet: Median- bzw. Quartilswerte; Einkommensindizes nach Qualifikation; Einkommensabstände zwischen den Qualifikationsgruppen im Zeitverlauf sowie relative Quartilsabstände, die die Einkommensstreuung innerhalb der jeweiligen Qualifikationsgruppe und deren zeitliche Veränderung angeben. Für die Analyse der Beschäftigtenstatistik werden zusätzlich Einkommensfunktionen und Bildungsrenditen ermittelt.

<sup>2</sup> aus Erwerbs- und Nichterwerbstätigkeit; damit ergibt sich eine Schwäche der Einkommensangaben des Mikrozensus ebenso wie aus der fehlenden Möglichkeit, Netto- in Bruttoeinkommen, die für die vorliegende Fragestellung eher relevant wären, umzurechnen (zu den Bruttoeinkommen auf Basis der Beschäftigtenstatistik vgl. Abschnitt E).

Übersicht

**Merkmale und Abgrenzungen der für diese Untersuchung herangezogenen Datenbasis (Mikrozensus, Beschäftigtenstatistik)**

	Mikrozensus	Beschäftigtenstichprobe
einbezogene Personen	Erwerbstätige ohne Auszubildende; Voll- und Teilzeit	sozialversicherungspflichtig beschäftigte Männer; Vollzeit; ohne Auszubildende, Wehr-/Zivildienstleistende
Einkommen	alle Einkommensarten, einschl. aus Nichterwerbstätigkeit; Nettoeinkommen/Monat	Verdienste; Obergrenze: Sozialversicherungspflicht; Bruttoentgelt/Monat
Repräsentativität	1 %-Stichprobe der Bevölkerung (West); repräsentativ bis zur Besetzung von 5000 Personen (hochgerechnet) in einer Merkmalsausprägung bzw. -kombination	1 %-Stichprobe der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten
Betrachtungszeitraum	1976, 1978, 1980, 1982, 1985, 1987, 1989	1976 bis 1987
Quellen	Statistisches Bundesamt / IAB-Datenbank	IAB-Beschäftigtenstichprobe

das Merkmal „Berufsanfänger“ in den Statistiken nicht erhoben wird, die Ergebnisse der Bildungsgesamtrechnung des IAB zur Qualifikationsstruktur der Berufsanfänger nach Alter und Geschlecht mit entsprechenden alters- und geschlechtsspezifischen Einkommensangaben der Mikrozensen verknüpft.

Generell müßten die Daten der vorliegenden Analyse für die Verknüpfung von Bildungs-, Arbeitsmarkt- und Einkommensentwicklungen um die Teilzeitbeschäftigung bereinigt werden. Dies war jedoch aufgrund der dann in vielen Fällen resultierenden Nicht-Repräsentativität in Einzelbereichen (1 %-Stichproben) sowie auch für die Berufsanfänger nicht möglich. Die Teilzeitbeschäftigung spielt allerdings nur bei den weiblichen Erwerbstätigen eine größere Rolle (vgl. Anhang 1); insofern ist nur der Vergleich der Einkommen der Männer auf Basis der Mikrozensen und der Beschäftigtenstatistik sinnvoll.

Im *Abschnitt E* werden die Ergebnisse einer Analyse auf der Grundlage der 1 %-IAB-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik 1976 bis 1987 diskutiert. Die Analyse der Bruttoeinkommen erstreckt sich auf die vollzeiterwerbstätigen Männer (ohne Wehr- / Zivildienstleistende und ohne Auszubildende). Eine ergänzende Analyse der Einkommen von Berufsanfängern war nicht durchführbar.

## C. Bildungsexpansion und Qualifikationsstruktur

### I. Demographische und soziale Komponente der Bildungsexpansion

Die Bildungsexpansion der vergangenen 30 Jahre läßt sich mittels einer shift-Analyse in zwei Komponenten aufspalten:

- in die *demographische Komponente*, die den Einfluß der Geburtsjahrgangsstärken, der Umschichtung der Altersstruktur der Bildungsteilnehmer und der Wanderungen wiedergibt und
- die Komponente der Veränderung der „*sozialen Nachfrage*“ der Bevölkerung nach Bildung und Ausbildung, die — im Sinne des „social demand Ansatzes“ — das Bildungsverhalten der Individuen und institutionell-normative Veränderungen des Bildungssystems (einschl. des Angebots an Ausbildungsplätzen, sofern ein Überhang der sozialen Nachfrage nach Bildung und Ausbildung besteht) beinhaltet.

Im folgenden wird mit Daten der Bildungsgesamtrechnung des IAB (*Tessaring / Reinberg / Fischer* 1993) am Beispiel der beiden größten Ausbildungsbereiche — betriebliche Lehre und Hochschulausbildung (einschl. Fachhochschulen) — das Zusammenwirken der beiden Komponenten seit 1960 dargestellt. Ausgangsjahr ist 1960; hält man die damals erreichte alters- und geschlechtsspezifische Ausbildungsbeteiligung für die Folgejahre konstant und legt sie an die entsprechenden Bevölkerungszahlen an, dann ergibt sich die demographisch zu erwartende Zahl an Bildungsteilnehmern. Aus der Differenz zwischen den Ist-Werten und den demographischen Erwartungswerten läßt sich der Umfang der Änderung der sozialen Ausbildungsnachfrage ableiten.

Für die Zahl der Auszubildenden in der betrieblichen Lehre zeigt sich, daß die demographische Komponente sich bis in die ersten 80er Jahre positiv ausgewirkt hätte. Sie wurde jedoch seit Ende der 60er bis Mitte der 80er Jahre durch die negative, wenn auch nach 1976 wieder steigende, soziale Nachfrage weitgehend kompensiert — mit dem Ergebnis, daß die tatsächliche Zahl der Auszubildenden weit weniger stieg als erwartet.

Die Ist-Zahl erreichte 1985 ihren Höhepunkt mit 1,83 Mio. Auszubildenden. Seit 1982/83 ist die demographische und seit 1988/89 auch die Nachfragekomponente rückläufig: Die Zahl der Auszubildenden sank auf 1,43 Mio. (1991) und weiter auf 1,39 Mio. im Jahre 1992 (*Abbildung 1*).

Für die Expansion der Hoch- und Fachhochschulen spielte die demographische Komponente demgegenüber eine nur marginale Rolle: sie war an dem Anstieg der Studentenzahl um das 5,8fache zwischen 1960 (291000) bis 1991 (1,65 Mio.) nur zu 4 % beteiligt (*Abbildung 2*). In den übrigen Ausbildungsbereichen (Berufs-

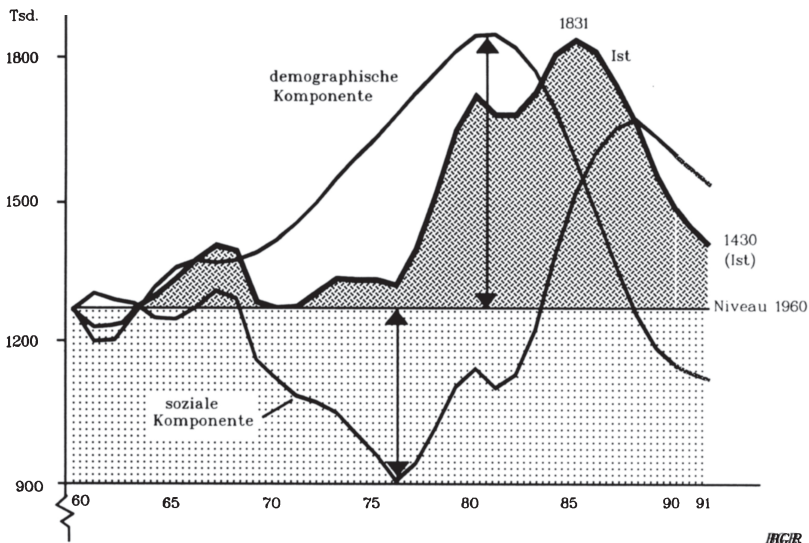


Abb. 1: Die Komponenten der Entwicklung der Zahl der Auszubildenden 1960-1990/91 \*)

\*) alte Bundesländer; Komponenten 1991 geschätzt.

Anm.: Die demographische Komponente gibt die allein aus demographischen Gründen zu erwartende Zahl der Auszubildenden seit 1960 wieder; die soziale Komponente ergibt sich aus der Differenz zwischen den Ist-Werten und den demographischen Erwartungswerten.

Quelle: Tessaring / Reinberg / Fischer (1993), S. 43 und Aktualisierung.

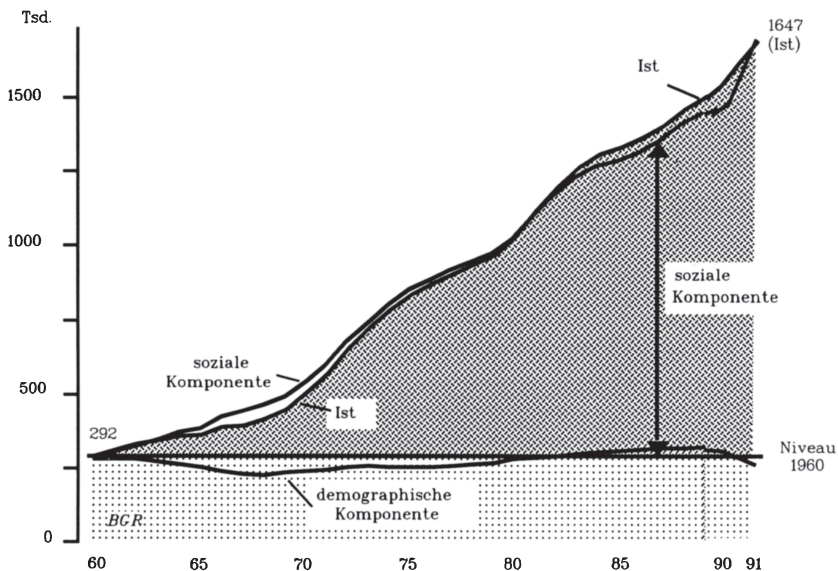


Abb. 2: Die Komponenten der Entwicklung der Studentenzahlen an Universitäten und Fachhochschulen 1960 - 1989\*)

\*) alte Bundesländer; Komponenten 1991 geschätzt.

sonst. Anm. vgl. Abb. 1.

Quelle: Tessaring / Reinberg / Fischer (1993), S. 46 und Aktualisierung.

fach-, Fachschulen usw.) spielten beide Komponenten eine Rolle und trugen zumindest bis Mitte der 80er Jahre zu einem Anstieg der Schülerzahlen bei.

Die gestiegene soziale Nachfrage nach Bildung und (insbesondere schulischer / hochschulischer) Ausbildung findet ihren Niederschlag in der Veränderung der relativen Bildungsbeteiligung der Bevölkerung in allen relevanten Altersjahren. Sie hat sich in den vergangenen drei Jahrzehnten beträchtlich erhöht (*Abbildung 3*): Befanden sich 1960 z. B. von allen 18jährigen nur rd. 27% im gesamten Bildungswesen, so waren es 1989 bereits fast 84%; ebenso erhöhte sich die Bildungsbeteiligung der Älteren, z. B. der 26jährigen, von 3% auf 17%.

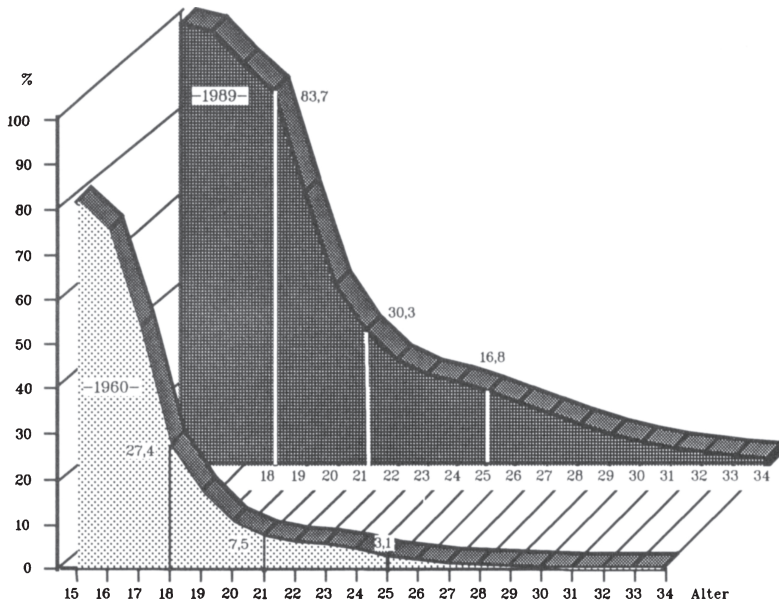


Abb. 3: Die Bildungs- und Ausbildungsbeteiligung der Bevölkerung nach Altersjahren 1960 und 1989\*)

\*) Jahresende; in % der Bevölkerung gleichen Alters.

Quelle: Tessaring / Reinberg / Fischer (1993), S. 39.

## II. Entwicklung der Qualifikationsstruktur

Die Entwicklung der Qualifikationsstruktur aller Erwerbstätigen läßt sich für die Bundesrepublik aus den Ergebnissen der Mikrozensen seit 1976 in weitgehend vergleichbarer Abgrenzung ableiten; frühere Mikrozensen, die Volkszählungen 1961 und 1970 sowie auch die Beschäftigtenstatistik (vgl. Abschnitt E) verwenden unterschiedliche Gliederungen.



Zwischen 1976 und 1989 sank der Anteil der Erwerbstätigen ohne Ausbildungsabschluß von rd. 35% auf 20% ab. Alle anderen Qualifikationsebenen erhöhten ihren Anteil deutlich: die Personen mit Berufsausbildung (Lehre, berufliche Schulen, Fachschulen) von 58% auf 68%, die Fachhochschulebene von 2% auf 4% und die Universitätsebene von 5% auf 8% (Abbildung 4).

An der Anhebung der Qualifikation der Erwerbstätigen waren Männer wie Frauen beteiligt, wenngleich letztere immer noch einen höheren Ungelehrten- und einen entsprechend niedrigeren Anteil an qualifizierten und hochqualifizierten Arbeitskräften aufweisen (vgl. Anhang 2). Dennoch verringerten sich die Qualifikationsunterschiede zwischen Männern und Frauen merklich. So halbierte sich 1976 bis 1989 z. B. bei den Ungelehrten die Differenz zwischen den Anteilen der Männer und Frauen von knapp 20 Prozentpunkten auf knapp 10 Punkte.

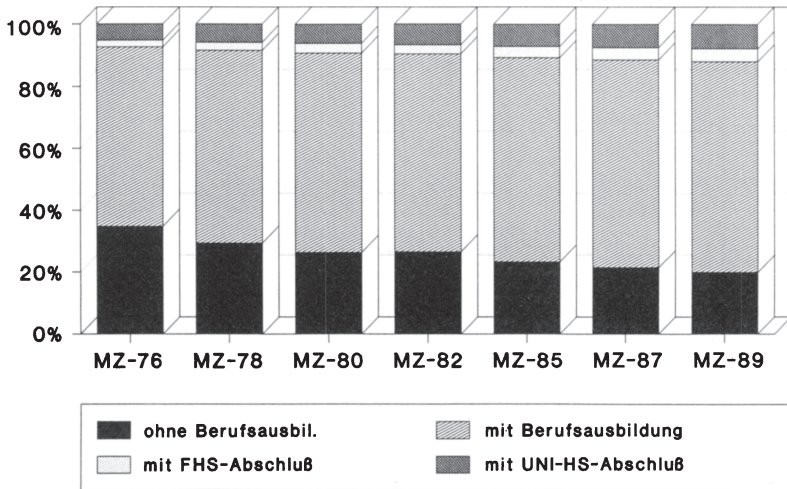


Abb. 4: Die Qualifikationsstruktur erwerbstätiger Männer und Frauen

Quelle: Mikrozensus 1976-1989.

Anzumerken sei an dieser Stelle, daß die Daten zur längerfristigen Entwicklung der Qualifikationsstruktur mit beträchtlichen *Unsicherheiten* behaftet sind. Die Ergebnisse der Mikrozensus beruhen auf Selbsteinschätzungen der Befragten und können demnach tendenziell nach oben verzerrt sein (Statusorientierung); ähnliches gilt für die Ergebnisse der Volkszählungen. In der Beschäftigtenstatistik hingegen wird die Ausbildungseinstufung (n. b. der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten) durch die Betriebe vorgenommen. Da die Ausbildung kein rentenversicherungsrechtlich relevantes Merkmal ist, darf eher eine Verzerrung nach unten (Funktionsorientierung) angenommen werden (Troll 1981, Cramer 1986).

## D. Qualifikatorische Einkommensentwicklung 1975/76 bis 1989 auf der Basis der Mikrozensen und der Bildungsgesamtrechnung

### I. Datenbasis

Grundlage der im folgenden diskutierten Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen Qualifikation und Einkommen sind die Ergebnisse der Mikrozensen (1 %-Haushaltsstichprobe der gesamten Bevölkerung) für die Erwerbstätigen der Jahre 1976, 1978, 1980, 1982, 1985, 1987 und 1989. Zu den Erwerbstätigen werden in der folgenden Analyse auch die Wehr- und Zivildienstleistenden, nicht aber die Auszubildenden, gerechnet.

Die Qualifikationsgliederung der Mikrozensen unterscheidet folgende Gruppen:

- (1) ohne beruflichen Ausbildungsabschluß
- (2) Abschluß einer Lehr- / Anlembildung oder gleichwertiger Berufsfachschulabschluß
- (3) berufliches Praktikum
- (4) Meister-, Techniker- oder gleichwertiger Fachschulabschluß
- (5) Fachhochschulabschluß (auch Ingenieurschulabschluß, Abschluß einer Berufsakademie, Verwaltungsfachhochschule u. ä.)
- (6) Hochschulabschluß (einschl. Lehrerausbildung).

Im Hinblick auf die Vergleichbarkeit mit den Analysen der Beschäftigtenstatistik (Abschnitt E) werden hier folgende Aggregationen der *Qualifikationsstufen* vorgenommen (in Klammern die MZ-Kategorien):

*NFQ: ohne Berufsausbildung (1, 3)*

*BAQ: mit Berufsausbildung (2, 4)*

*FHQ: mit Fachhochschulabschluß (5)*

*UNI: mit Hochschul- / Universitätsabschluß (6)*

In den Mikrozensen wird für jedes Haushaltsmitglied das monatliche Nettoeinkommen aus Erwerbstätigkeit und anderen Quellen (Renten, Gratifikationen, Einkommen aus Vermietung / Verpachtung und sonstige Vermögenseinkommen, Sachbezüge) erfaßt. *Nicht* enthalten sind einmalige Zahlungen (Lotteriegewinne, Lebensversicherungen, Entschädigungen). Selbständige in der Landwirtschaft und mithelfende Familienangehörige ohne Pflichtversicherung in der Rentenversicherung werden nicht nach ihrem Einkommen befragt.

Die Erwerbstätigen stufen ihr Einkommen nach Einkommensklassen ein, wobei die obere offene Einkommensklasse im MZ 1976 „3000 DM und höher“ und in den MZ ab 1978 „5000 DM und höher“ betrug. Hieraus ergeben sich für die



Berechnung qualifikationsspezifischer Durchschnittseinkommen<sup>3</sup> und die Analyse der zeitlichen Entwicklung zwei Probleme: Zum einen war 1976 die Zahl der der oberen Flügelklasse zuzuordnenden Erwerbstätigen, insbesondere bei den Akademikern, relativ hoch, zum anderen fällt im Zeitablauf ein steigender Anteil (v. a. hochqualifizierter) Personen inzwischen auch in die obere Klasse über 5000 DM. Für die Analyse sind jedoch die zeitliche Entwicklung und die relativen Einkommen wichtiger als die absolute Einkommenshöhe.

Die Anteile der „zensierten“ Fälle nach Qualifikation und Geschlecht enthält die folgende *Tabelle 1*.

*Tabelle 1*  
**Anteile zensierter Fälle\* in den Mikrozeilen**  
**nach höchstem erreichten Berufsabschluß und Geschlecht in v. H.**

Abschluß		Mikrozeilen						
		1976	1978	1980	1982	1985	1987	1989
		<i>Männer</i>						
ohne Berufsausbildung	(NFQ)	3,2%	0,4%	0,6%	1,0%	1,5%	1,6%	1,8%
mit Berufsausbildung	(BAQ)	4,5%	1,0%	1,4%	2,1%	2,5%	2,7%	3,9%
Fachhochschule	(FHQ)	25,7%	6,2%	7,5%	10,0%	12,8%	14,3%	17,6%
Hochschule / Uni.	(UNI)	39,9%	11,7%	14,3%	18,7%	24,0%	24,8%	30,1%
Gesamt		6,8%	1,7%	2,3%	3,3%	4,5%	4,9%	6,5%
		<i>Frauen</i>						
ohne Berufsausbildung	(NFQ)	0,5%	0,1%	0,2%	0,1%	0,2%	0,3%	0,4%
mit Berufsausbildung	(BAQ)	0,6%	0,2%	0,2%	0,2%	0,3%	0,4%	0,6%
Fachhochschule	(FHQ)	0,8%	0,3%	0,7%	0,5%	1,6%	1,1%	1,0%
Hochschule / Uni.	(UNI)	6,1%	1,5%	2,1%	3,1%	3,3%	3,9%	3,8%
Gesamt		0,8%	0,2%	0,3%	0,4%	0,5%	0,6%	0,7%
		<i>Männer + Frauen</i>						
ohne Berufsausbildung	(NFQ)	1,9%	0,3%	0,4%	0,6%	0,9%	1,0%	1,1%
mit Berufsausbildung	(BAQ)	3,3%	0,8%	1,0%	1,5%	1,8%	1,9%	2,7%
Fachhochschule	(FHQ)	22,0%	5,1%	6,4%	8,3%	10,7%	11,7%	14,2%
Hochschule / Uni.	(UNI)	29,3%	8,4%	10,2%	13,7%	17,4%	18,1%	21,4%
Gesamt		4,6%	1,2%	1,6%	2,3%	3,0%	3,3%	4,3%

\* Anteil der Erwerbstätigen, deren Einkommen in die jeweilige obere offene Einkommensklasse fielen (1976: 3 000 DM u. mehr; 1978-1989 5 000 DM u. mehr) an allen Erwerbstätigen (ohne Auszubildende) mit gleicher Berufsausbildung

Im Jahre 1976 fielen 27% aller Akademiker (Hoch-, Fachhochschule) in die obere offene Einkommensklasse „3000 DM und mehr“; obwohl in den Folgejah-

<sup>3</sup> Die Durchschnittseinkommen aus den MZ (arithmetische Mittel) stimmen im übrigen recht gut mit den Durchschnitts-Nettoeinkommen des Statistischen Jahrbuches 1993 überein.

ren diese Flügelklasse auf 5000 DM und mehr erhöht wurde, stieg der Anteil der Zensierungen bei den Akademikern deutlich an, von gut 7% (1978) auf 19% (1989). Diese Entwicklung wirkt sich natürlich auch auf die Ergebnisse, insbesondere auf die Einkommensstreuung innerhalb der Qualifikationsgruppen aus.

Die Berechnung der Einkommensentwicklung von *Berufsanfängern* nach ihrer Qualifikation ist allein mit den Mikrozinsen (und auch der Beschäftigtenstatistik) nicht möglich, da dieses Merkmal nicht erfragt wird. Ein Ausweg wäre die Berechnung altersspezifischer Einkommen; hierbei entsteht jedoch das Problem, daß der Berufseinstieg je nach vorheriger Ausbildung in unterschiedlichen Altersjahren erfolgt und sich zudem das Eintrittsalter im Zeitverlauf ändert.<sup>4</sup>

Die Mikrozensus-Daten zu den Einkommen nach Qualifikation und Geschlecht wurden daher kombiniert mit den Ergebnissen der *Bildungsgesamtrechnung* (BGR) des IAB zur Qualifikation der Berufsanfänger.

In der BGR werden sämtliche verfügbaren Informationen zu den Beständen an Personen nach Qualifikation, Altersjahren und Geschlecht sowie zu den Bewegungen (Übergängen) zwischen Ausbildung, Erwerbs-, Nichterwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit in gleicher Gliederung und in gesamtwirtschaftlich konsistenter Weise zusammengeführt (*Tessaring / Reinberg / Fischer* 1993).

Zur Berechnung von Bestands- und Übergangsmatrizen in der BGR wird das „ENTROP-Modell“ verwendet; es lehnt sich dem aus den Naturwissenschaften und der Informationstheorie bekannten Entropie-Gesetz an. Die Informationen werden in Form von Gleichungen oder Ungleichungen im Modell verankert; der der Optimierungsrechnung zugrundeliegende Algorithmus minimiert ein Abstandsmaß, die Informationsdistanz (Zielfunktion), und errechnet daraus die — im statistischen Sinne — wahrscheinlichsten Übergänge unter Beibehaltung der „harten“ und „weichen“ Informationen (*Blien, Reinberg und Tessaring* 1990; *Blien und Graef* 1991).

Im einfachsten Falle zweier Matrizen ist das zu minimierende Abstandsmaß (relative Entropie)  $E_u(x)$  der Ergebnis- im Vergleich zur Basismatrix definiert als

$$E_u(x) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n [x_{ij} * \ln(x_{ij}/u_{ij})] ,$$

wobei  $x_{ij}$  die in der jeweiligen Iteration ermittelten und  $u_{ij}$  die aus der Vorgabematrix bekannten Zellelemente sind.

---

<sup>4</sup> Dazu ergibt sich das Problem, daß die 1%-Stichprobe des MZ bei der Kombination mehrerer Merkmale (hier: Erwerbstätigkeit, Ausbildung, Geschlecht, Alter und Einkommen) zu Zellbesetzungen führt, die vielfach unterhalb der vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Grenze von hochgerechnet 5000 Personen liegen; auch der Datenschutz wäre nicht gewährleistet.

Die Ergebnismatrix stellt in einem spezifischen Sinne die „wahrscheinlichste“ Struktur dar; diese Interpretation ist zulässig (Paass 1988), wenn die relativen Häufigkeiten der Basistabelle als („a priori“-)Wahrscheinlichkeiten dafür aufgefaßt werden können, daß eine bestimmte Personengruppe in eine bestimmte Kategorie der Tabelle fällt. Der Ausdruck für die Wahrscheinlichkeit kann so umgeformt werden, daß dem Maximum der Wahrscheinlichkeit das Minimum der relativen Entropie entspricht (Blien und Graef 1991).

Als „Berufsanfänger“ werden in der BGR solche Personen definiert, die zwischen Jahresanfang und -ende das Bildungs- und Ausbildungswesen mit einer bestimmten Qualifikation verlassen haben und zum Jahresende in die Kategorie „Erwerbstätigkeit“ oder „Arbeitslosigkeit“ fallen. Betrachtet werden im folgenden nur die direkten Übergänge in die Erwerbstätigkeit. Die sich daraus ergebenden Qualifikationsanteile der erwerbstätigen Berufsanfänger aus der BGR nach Alter und Geschlecht wurden als Gewichtungsfaktoren an die entsprechenden Medianeinkommen der MZ (ebenfalls in der Gliederung nach Alter und Geschlecht) angelegt und hieraus die Einkommen der Berufsanfänger ermittelt:

$$EK_{B(Q,G,J)} = \sum_{AK=1}^n [EK_{MZ(Q,AK,G,J)} * B_{BGR(Q,AK,G,J)}]$$

mit *EK* = monatliches Nettoeinkommen; *B* = Berufsanfängerquote; *Q* = Qualifikation; *G* = Geschlecht; *J* = Jahr; *AK* = Altersklasse; *MZ* = Mikrozensus; *BGR* = Bildungsgesamtrechnung

Hierbei wurden die MZ-Ergebnisse jeweils auf den Jahresanfang (=Jahresende des vorangehenden Jahres) bezogen. Die Einkommensstrukturen der von den MZ nicht abgedeckten Jahre wurden interpoliert, so daß damit eine komplette Zeitreihe der Berufsanfänger-Einkommen ab 1975 (Jahresende) vorliegt.

## II. Einkommen aller Erwerbstätigen

Zwischen 1976 und 1989 hat sich das gesamte durchschnittliche Nettoeinkommen (Median) der Erwerbstätigen von 1235 DM auf 1978 DM, also um 60 % erhöht. Für die Frauen ergab sich ein etwas höherer Einkommenszuwachs als bei den Männern, wenngleich sich das absolute Einkommensniveau zwischen Männern und Frauen immer noch erheblich unterscheidet (Tabelle 2). Zudem zeigt die Gliederung der Einkommen nach der Qualifikation für Männer wie Frauen eine (wenn auch vom Niveau her unterschiedliche) eindeutige Rangfolge; diese Rangfolge hat sich im Zeitverlauf weder bei den Männern noch den Frauen verändert.

*Tabelle 2*  
**Durchschnittliches monatliches Nettoeinkommen\*)**  
**der Erwerbstätigen nach Geschlecht — in DM —**

QUAL.	1976	1978	1980	1982	1985	1987	1989
<b>Männer</b>							
NFQ	1 271	1 347	1 527	1 661	1 767	1 822	1 945
BAQ	1 445	1 613	1 781	1 940	2 025	2 088	2 203
FHQ	2 399	2 628	2 845	3 152	3 260	3 415	3 638
UNI	2 713	2 912	3 164	3 393	3 649	3 808	4 093
Insg.	1 437	1 603	1 774	1 942	2 048	2 114	2 253
<b>Frauen</b>							
NFQ	770	855	969	1 033	1 117	1 152	1 212
BAQ	927	1 054	1 148	1 231	1 322	1 375	1 467
FHQ	1 326	1 493	1 618	1 759	1 889	1 941	2 073
UNI	1 760	1 908	1 975	2 192	2 299	2 266	2 383
Insg.	875	989	1 106	1 184	1 287	1 349	1 446
<b>Insgesamt</b>							
NFQ	1 022	1 133	1 242	1 355	1 466	1 509	1 605
BAQ	1 304	1 448	1 611	1 724	1 810	1 867	1 974
FHQ	2 266	2 412	2 630	2 900	3 011	3 124	3 309
UNI	2 344	2 500	2 707	2 974	3 187	3 262	3 475
Insg.	1 235	1 379	1 559	1 678	1 790	1 859	1 978

\* Median; Voll- und Teilzeit; ohne Auszubildende.

Quelle: eig. Berechnungen auf der Grundlage der Mikrozensen (zu den Abkürzungen vgl. Tab. 1).

### *1. Einkommensentwicklung 1976-1989*

Die zeitliche Veränderung der Einkommen ergibt zunächst ein etwas irritierendes Bild: Der Anstieg des Durchschnittseinkommens zwischen 1976 und 1989 liegt mit + 60 % höher als die Einkommenszuwächse aller einzelnen Qualifikationsgruppen: deren Zuwächse streuen zwischen 57 % (NFQ) und 46 % (FHQ).

Die Erklärung liegt darin, daß sich in diesem Zeitraum die Qualifikationsstruktur deutlich verändert hat: Sinkende Anteile der Ungelernten mit etwas höheren Einkommenszuwächsen und steigende Anteile höher Qualifizierter mit geringeren Zuwächsen wirken sich entsprechend auf das durchschnittliche Einkommenswachstum aus. Wären z. B. die Einkommenszuwächse aller einzelnen Qualifikationsgruppen gleich Null und stiege allein die Qualifikationsstruktur der Erwerbs-

tätigen, so würde auch der gesamte Einkommensdurchschnitt ansteigen e. v. v. Es wird daher an späterer Stelle notwendig, diese Effekte zu trennen. Weiterhin wird aus dem gleichen Grunde bei der Berechnung der Einkommensabstände das Einkommen der NFQ-Ebene als Bezugsbasis gewählt.

Abbildung 5 veranschaulicht die Entwicklung der qualifikatorischen Durchschnittseinkommen 1976-1989 in Form von Indizes.

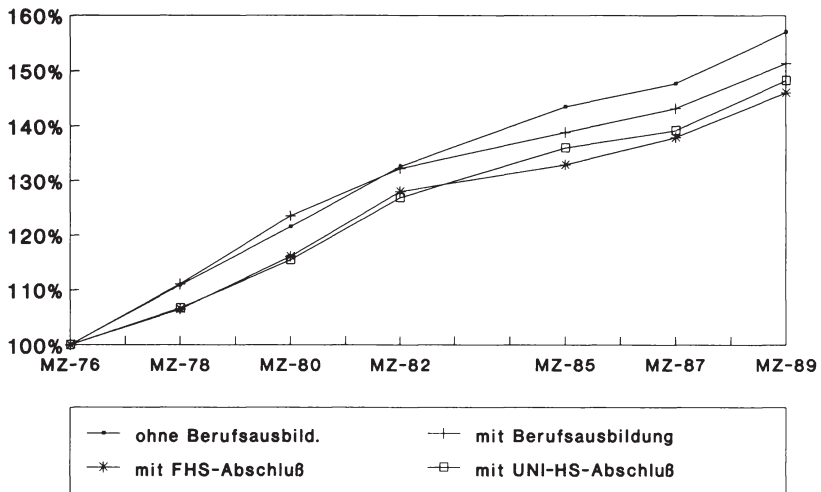


Abb. 5: Einkommensindex (erwerbstätige Männer und Frauen)

Quelle: Mikrozensus 1976-1989.

Bei der Betrachtung der Einkommenszuwächse nach dem Geschlecht (auf Basis der Tabelle 2) ist zunächst festzustellen, daß in fast allen Qualifikationsgruppen die Einkommen der Frauen etwas stärker stiegen als die der Männer. Einzige Ausnahme sind die Frauen mit UNI-Ausbildung. Für sie liegt das Einkommenswachstum bis 1989 mit gut 35 % sowohl weit unter dem der gleich qualifizierten Männer (+ 51 %) als auch unter dem aller anderen Qualifikationsgruppen.

Eine Erklärung hierfür ist der gestiegene Anteil an teilzeitbeschäftigten Akademikerinnen (vgl. Anhang 1); dies erklärt zwar den Unterschied zu den männlichen Akademiker-Einkommen, nicht aber den zu den übrigen weiblichen Qualifikationsgruppen. Denkbar wäre auch, daß der zurückgehende Anteil an Lehrerinnen (mit relativ höheren und stabilen Einkommen) und die zunehmende Beschäftigung weiblicher Universitätsabsolventen in Wirtschaftszweigen oder Berufen mit niedrigerem Einkommen (z. B. in privaten Dienstleistungen oder in der Industrie) sich entsprechend auf das Einkommenswachstum ausgewirkt hat.

## 2. Einkommensabstände

Für einen Vergleich der Einkommensabstände zwischen den Qualifikationsgruppen (*Abbildung 6*) wird im folgenden das Einkommen der Ungelernten als Bezugsbasis herangezogen.

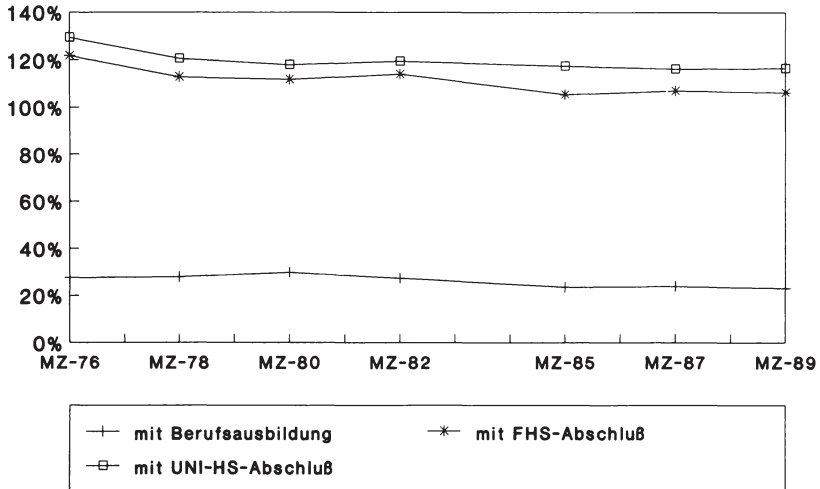


Abb. 6: Einkommensabstände (erwerbstätige Männer und Frauen)

Quelle: Mikrozensus 1976-1989.

Bei der Betrachtung der qualifikationsspezifischen Einkommensunterschiede der Erwerbstätigen (Bezugsbasis: NFQ) fällt der nach wie vor hohe Abstand der beiden Akademikergruppen auf. Zwischen 1978 und 1989 lagen die Durchschnittsverdienste der erwerbstätigen Akademiker zwischen 110% bis 120% über denen der NFQ. Die beruflich Ausgebildeten unterhalb der Hochschulebene, verdienten nur etwas über 20% mehr als die Ungelernten (vgl. Anhang 3).

Insgesamt gesehen, blieben jedoch die Einkommensabstände aller Qualifikationsgruppen, von 1976 einmal abgesehen<sup>5</sup>, trotz Bildungsexpansion weitgehend konstant. Die leicht sinkende Tendenz bei den Hochqualifizierten scheint zu gering ausgeprägt zu sein, um bereits von einer Nivellierung der Einkommensdisparitäten sprechen zu können. Die leichte Verringerung könnte z. B. auch durch eine relativ gestiegene Steuer- und Abgabenquote oder eine relative Abnahme der Einkommen aus Nichterwerbstätigkeit bei den Akademikern bewirkt worden sein.

<sup>5</sup> Der Mikrozensus 1976 bildet wegen des hohen Anteils zensierter Fälle eine Ausnahme innerhalb der Zeitreihe.

Vergleicht man den Anteil einer jeweiligen Qualifikationsgruppe an allen Erwerbstätigen mit ihrem entsprechenden Anteil am gesamten Einkommensvolumen im Zeitablauf (Abbildung 7), so zeigt sich eine aufschlußreiche Entwicklung der qualifikatorischen Einkommensverteilung.

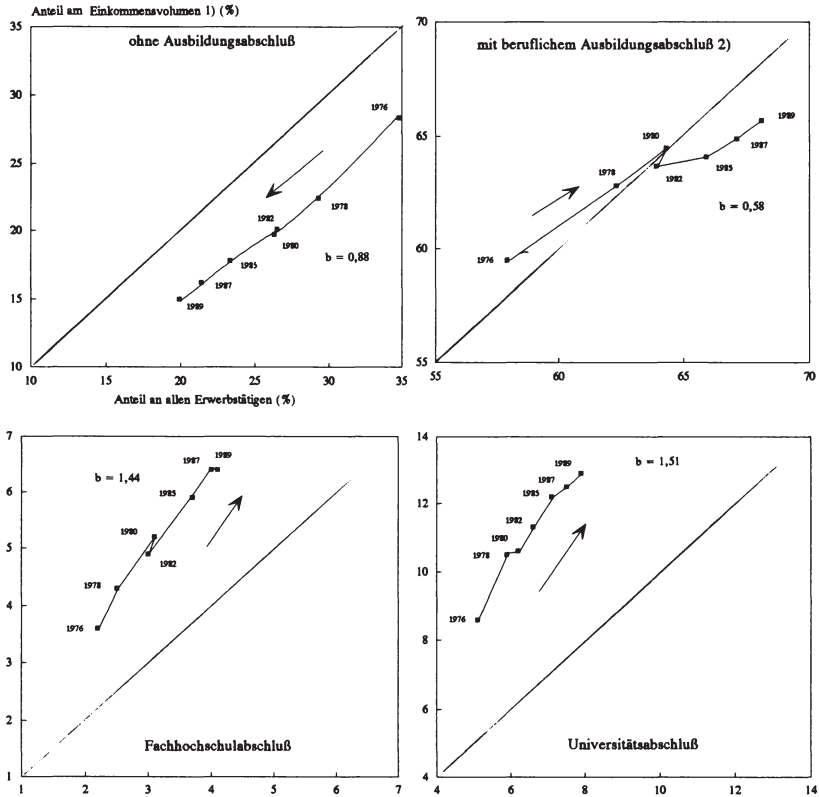


Abb. 7: Zusammenhang zwischen Qualifikations- und Einkommenstruktur 1976-1989 (in %)

b = Steigung der Regressionsgeraden.

1) der Erwerbstätigen aller Qualifikationsgruppen.

2) Abschluß einer Lehre, Berufsfach-, Fach-, Techniker-, Meisterschule.

Quelle: eigene Berechnungen auf der Grundlage der Mikrozensus 1976-1989.

Die Einkommensanteile der Ungelernten liegen in allen Jahren deutlich unter ihrem entsprechenden Gewicht im Beschäftigungssystem; dies drückt sich darin aus, daß die Linie der Einkommens- und Besetzungsrelationen deutlich unterhalb der Diagonalen (Gleichverteilung) angesiedelt ist. Auf der anderen Seite ist der Anteil der Akademikereinkommen (FHQ und UNI) am gesamten Einkommensvolumen höher als ihr Anteil an allen Erwerbstätigen. Für die Ebene der beruflich Ausgebildeten (BAQ) zeigt sich im Zeitraum ab 1982 eine Verschlechterung der



Einkommensposition: Ihr Einkommensanteil unterschreitet zunehmend ihren Anteil an allen Erwerbstätigen.

Weiterhin läßt die Abbildung 7 die Veränderung dieser Verteilungsrelationen im Zeitablauf erkennen.<sup>6</sup> Die Steigung der Regressionsgerade gibt an, ob sich die Ungleichverteilung verändert hat. Für die BAQ-Ebene (Steigung: 0,58) wird die Ungleichheit größer, d. h. der Abstand zur Diagonalen weicht tendenziell nach unten ab. Bei den NFQ nähern sich demgegenüber die — im Zeitablauf sinkenden — Einkommens- und Besetzungsrelationen der Diagonalen an; die Steigung beträgt 0,88. Für die beiden Akademikerguppen liegen die Steigungen über 1 (FHQ: 1,44; UNI: 1,51). Der wachsende Abstand von der Gleichverteilungsgeraden bedeutet, daß ihr Einkommen stärker steigt als ihr Anteil an allen Erwerbstätigen.

### 3. Komponenten der Einkommensentwicklung

Die durchschnittlichen Nettoeinkommen aller Erwerbstätigen sind während des gesamten Untersuchungszeitraumes gestiegen. Gleichzeitig hat sich infolge der Bildungsexpansion die qualifikatorische Zusammensetzung der Erwerbstätigen verändert: Die Anteile der höher Qualifizierten sind zu Lasten der Ungelehrten kontinuierlich gestiegen.

Weil aber höher Qualifizierte (bisher) auch höhere Durchschnittseinkommen erzielten, läßt sich nicht mehr beurteilen, zu welchem Teil der Anstieg des Durchschnittseinkommens aller Erwerbstätigen auf tatsächliche Einkommenserhöhungen zurückzuführen ist (*Einkommenseffekt*) und zu welchem auf die gestiegene Qualifikationsstruktur (*Struktureffekt*).

Wie an anderer Stelle bereits erwähnt, wäre die Erhöhung des gesamten Durchschnittseinkommens selbst dann erklärbar, wenn die qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen im Zeitverlauf konstant geblieben wären und sich lediglich die Arbeitskräftestruktur zu Gunsten der qualifizierten Arbeitnehmergruppen mit besseren Durchschnittsverdiensten verschoben hätte.

Aus diesem Grund sollen im folgenden die Einkommens- und Struktureffekte für die einzelnen Jahre geschätzt werden.

#### a) Methodisches Vorgehen

Bei der Verwendung des arithmetischen Mittels als Durchschnittseinkommen wären beide Effekte leicht zu isolieren. Zur Berechnung des Struktureffektes müßten die qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen des Basisjahres

---

<sup>6</sup> Die Ergebnisse für das Jahr 1980 sind wegen einer nicht ganz vergleichbaren Abgrenzung der Qualifikationsgruppen im Mikrozensus 1980 im Vergleich zu den anderen Mikrozensen verzerrt

konstant gehalten und mit den veränderten Strukturgewichten der Folgejahre (wie empirisch beobachtet) multipliziert werden (gewogenes arithmetisches Mittel). Die Ermittlung des Einkommenseffektes würde umgekehrt mit konstanter Qualifikationsstruktur und variablen qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen erfolgen.

Weil aufgrund der Beschaffenheit der MZ-Daten (Ausreißer in den Einkommensklassen bzw. hoch besetzte obere Flügelklassen) aber die Verwendung des Median als Durchschnittsmaß sinnvoller erschien, mußte die Fragestellung mit Hilfe von Shift-Analysen gelöst werden. Diese Vorgehensweise der Komponentenerlegung ist prinzipiell zwar mit der oben beschriebenen identisch, basiert aber auf der Verwendung von Einkommenshäufigkeiten, aus denen sich neue Mediane berechnen lassen.<sup>7</sup>

Ausgangspunkt der Analyse bilden die Rohdaten aller Mikrozensen, d. h. die Verteilung der Erwerbstätigen (in Tausend) nach Einkommensklassen, Geschlecht und höchstem beruflichen Ausbildungsabschluß.

Zur Abschätzung des Struktureffektes werden für alle Qualifikationsgruppen die Einkommensstrukturen des Basisjahres 1978 ( $t_0$ ) konstant gehalten und mit der Anzahl der Erwerbstätigen der Folgejahre ( $t$ ) gleicher Qualifikation multipliziert.<sup>8</sup> Der entsprechende Ansatz für alle Qualifikationsgruppen der Erwartungswertematrix lautet:

$$B_{(i,k)}^{t(t_0)} = [B_{(i,k)}^{t_0} / \sum_{i=1}^m B_{(i,k)}^{t_0}] * \sum_{i=1}^m B_{(i,k)}^t$$

wobei:

- $B^{t(t_0)}$  = Beschäftigte zum Zeitpunkt  $t_0$  (1978) bzw.  $t$
- $B_{(i,k)}$  = erwartete Beschäftigtenzahlen auf Basis der qualifikationsspezifischen Einkommensstruktur  $t_0$
- $i$  = Index für die  $m$  Einkommensklassen (Zeilen)
- $k$  = Index für die  $n$  Qualifikationsgruppen (Spalten)

Das Ergebnis zeigt die hypothetische Entwicklung der Häufigkeitsverteilung der Erwerbstätigen nach Einkommensklassen, die sich ergeben hätte, wenn sich

<sup>7</sup> Shift-Analysen finden häufig im Bereich der Regionalforschung Anwendung (vgl. etwa Klemmer 1973). Im Rahmen der IAB/Prognosstudie zur Entwicklung der Arbeitslandschaft bis 2010, wurde die Methode der Komponentenerlegung in analoger Weise angewandt. Es handelt sich dabei um die Erklärung der Beschäftigungsdynamik durch einen Wirtschaftsstruktur- sowie einen Tätigkeitsstruktureffekt (vgl. Prognos 1989, S. 159 ff.)

<sup>8</sup> Das Jahr 1976, das bei den bisherigen Analysen als Ausgangsjahr verwendet wurde, war als Vergleichsmaßstab deshalb ungeeignet, weil die Einkommensklassen im Mikrozensus 1976 anders abgegrenzt waren als in den Folgejahren. Aus diesem Grund wurde als neue Basis der Mikrozensus 1978 verwendet.

zwar die Qualifikationsstrukturen wie beobachtet verändert hätten, die qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen seit 1978 aber konstant geblieben wären.

Aus diesen neu gewonnenen, um den Einkommenseffekt<sup>9</sup> bereinigten hypothetischen Häufigkeitsverteilungen lassen sich anschließend die zu erwartenden Durchschnittseinkommen (Mediane) der Erwerbstätigen insgesamt für alle Jahre ermitteln, die durch das isolierte Wirken des Struktureffekts entstanden wären. Mit Hilfe dieser Erwartungswerte ist es möglich, die beobachteten Einkommenszuwächse des Betrachtungszeitraumes zu zerlegen in jenen Teil, der den Struktureffekt repräsentiert sowie die Einkommenskomponente, gemäß:

$$M'_{(k)} - M^{to}_{(k)} = \underbrace{(M^{t[ro]}_{(k)} - M^{to}_{(k)})}_{\text{Struktureffekt}} + \underbrace{(M'_{(k)} - M^{t[ro]}_{(k)})}_{\text{Einkommenseffekt}}$$

wobei  $M$  für die „Medianeinkommen“ steht.

## b) Ergebnisse

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Komponentenerlegung. Der Struktureffekt schwankt während des gesamten Untersuchungszeitraumes zwischen 5 % bis 10 %. Die Bildungsexpansion erklärt in der Spitze also lediglich ein Zehntel des durchschnittlichen *nominellen Einkommenszuwachses* aller Erwerbstätigen.

Von 1980 einmal abgesehen,<sup>10</sup> hat sich der Struktureffekt stärker auf die Entwicklung der Durchschnittseinkommen der Frauen ausgewirkt, als auf die der männlichen Erwerbstätigen. 1982 betrug er für die Erwerbseinkommen der Männer noch 4,4 %, bezogen auf die der Frauen aber 6,2 %. Dieser Abstand vergrößerte sich zwar nur leicht, dafür aber kontinuierlich. Im Jahr 1989 lag der Struktureffekt für die Männer bei 6,6 %, für die Frauen hingegen bereits bei 9,7 %, also um etwa 3 % darüber.

Hauptursache hierfür ist, daß weibliche Erwerbstätige an der Bildungsexpansion stärker beteiligt waren als männliche (vgl. Anhang 2). Dies zeigt sich weniger an der Verringerung der Ungelerntenanteile an allen Erwerbstätigen gleichen Geschlechts: Der Anteil der männlichen Ungelernten sank zwischen 1978 und 1989 um ca. 30 % (von 23,3 % auf 16,6 %), der der weiblichen um 37 % (von 40,2 % auf 25,5 %). Auch die bei beiden Geschlechtern gestiegene Akademikerbe-

<sup>9</sup> Der Einkommenseffekt stellt in diesem Ansatz eine Restgröße dar, hinter der sich auch noch andere, in diesem Modell nicht erfaßte Einflußfaktoren verbergen können. Einzelne Voruntersuchungen zeigten allerdings, daß die Residualkomponente i. d. R. kleiner als 5 % ist.

<sup>10</sup> vgl. Anmerkung 6.

*Tabelle 3*  
**Komponenten der Einkommensentwicklung Erwerbstätiger**

	Durchschnitts-einkommen <sup>1</sup>		Zuwachs gegenüber 1978 in DM			Anteil am Zuwachs in Prozent	
	empirisch	hypothetisch <sup>2</sup>	empirisch	Struktur-effekt <sup>3</sup>	nomineller Einkommens-effekt	Struktur-effekt	nomineller Einkommens-effekt
<i>Männer</i>							
1978	1 603 DM	1 603 DM	0 DM	0 DM	0 DM	0,0%	0,0%
1980	1 774 DM	1 618 DM	171 DM	15 DM	156 DM	8,8%	91,2%
1982	1 942 DM	1 618 DM	339 DM	15 DM	324 DM	4,4%	95,6%
1985	2 048 DM	1 632 DM	445 DM	29 DM	416 DM	6,5%	93,5%
1987	2 114 DM	1 641 DM	511 DM	38 DM	473 DM	7,4%	92,6%
1989	2 253 DM	1 646 DM	650 DM	43 DM	607 DM	6,6%	93,4%
<i>Frauen</i>							
1978	989 DM	989 DM	0 DM	0 DM	0 DM	0,0%	0,0%
1980	1 106 DM	998 DM	117 DM	9 DM	108 DM	7,7%	92,3%
1982	1 184 DM	1 001 DM	195 DM	12 DM	183 DM	6,2%	93,8%
1985	1 287 DM	1 016 DM	298 DM	27 DM	271 DM	9,1%	90,9%
1987	1 349 DM	1 026 DM	360 DM	37 DM	323 DM	10,3%	89,7%
1989	1 446 DM	1 033 DM	457 DM	44 DM	413 DM	9,6%	90,4%
<i>Gesamt</i>							
1978	1 379 DM	1 379 DM	0 DM	0 DM	0 DM	0,0%	0,0%
1980	1 559 DM	1 395 DM	180 DM	16 DM	164 DM	8,9%	91,1%
1982	1 678 DM	1 395 DM	299 DM	16 DM	283 DM	5,4%	94,6%
1985	1 790 DM	1 416 DM	411 DM	37 DM	374 DM	9,0%	91,0%
1987	1 859 DM	1 428 DM	480 DM	49 DM	431 DM	10,2%	89,8%
1989	1 978 DM	1 437 DM	599 DM	58 DM	541 DM	9,7%	90,3%

<sup>1</sup> Als Durchschnittsmaß wurde der Median verwendet.

<sup>2</sup> Hypothese: konstante qualifikationspezifische Durchschnittseinkommen (Basisjahr = 1978); nur die Qualifikationsstruktur der Erwerbstätigen hätte sich wie empirisch beobachtet verändert.

<sup>3</sup> Hypothetischer Einkommenszuwachs gegenüber 1978.

schäftigung (männlich von 9,4% auf 13,7%; weiblich von 6,6% auf 9%) dürfte dafür weniger verantwortlich gewesen sein.

Es ist hauptsächlich der stark gestiegene Anteil der BAQ-Ebene bei den Frauen, der für das stärkere Wirken des Struktureffektes verantwortlich ist. Während diese Qualifikationsebene bei den männlichen Beschäftigten zwischen 1978 und 1989 kaum zunahm (von 67,3% auf 69,7%), erhöhte sich der entsprechende Anteil bei den weiblichen Erwerbstätigen von 53,3% auf 68,1%.

Trotz dieser geschlechtsspezifischen Unterschiede fällt der Struktureffekt im Hinblick auf die Größenordnung der Bildungsexpansion unerwartet gering aus.

3 Schriften d. Vereins f. Socialpolitik 221/II

In diesem Zusammenhang muß allerdings noch einmal auf das methodische Vorgehen bei der Ermittlung des Struktureffektes rekuriert werden.

Die qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen wurden konstant gehalten — verändert haben sich lediglich die Qualifikationsstrukturen der Erwerbstätigen wie empirisch beobachtet. Dies bedeutet aber auch, daß der Struktureffekt real, d. h. in Preisen von 1978, gemessen wurde, während der Einkommenseffekt eine rein nominale Größe darstellt. Würde man den Einkommenseffekt zunächst deflationieren, so müßte der Stellenwert des Struktureffektes, bezogen auf die Gesamtveränderung des Durchschnittseinkommens aller Erwerbstätigen eigentlich ein stärkeres Gewicht erhalten.

Um diese These zu überprüfen, wurde für die Einkommen aller Erwerbstätigen des Jahres 1989 eine Preisbereinigung vorgenommen. Zugrundegelegt wurde der langfristige Preisindex für die Lebenshaltung aller Haushalte im alten Bundesgebiet (vgl. Statistisches Jahrbuch 1993, S. 660). Demnach sind die Lebenshaltungskosten zwischen 1978 und 1989 um 37 % gestiegen. Legt man diese Teuerungsrate auf die Durchschnittseinkommen aller Erwerbstätigen des Jahres 1989 (1978 DM) um, so ergibt sich ein reales, in Preisen von 1978 gerechnetes Einkommen, von nur mehr 1466 DM. Der nominelle Einkommenszuwachs von durchschnittlich 650 DM gegenüber 1978 hätte sich damit real auf nur noch 87 DM reduziert, von denen allein 58 DM oder 66 % durch den Struktureffekt erklärt wären (vgl. Tabelle 3).

Diese vereinfachte Form der Preisbereinigung<sup>11</sup>, macht eines deutlich: Nach Deflationierung der Einkommensentwicklung wendet sich das Bild. Genau genommen ist der Anstieg der Durchschnittseinkommen aller Erwerbstätiger weniger eine Folge realer Einkommenserhöhungen, als vielmehr das Resultat veränderter Qualifikationsstrukturen und damit letztendlich auch eine Folge der Bildungsexpansion.

#### 4. Relative Quartilsabstände

Steigendes Einkommen und kaum sinkende Einkommensunterschiede zwischen den Qualifikationsgruppen sagen noch nichts darüber aus, inwieweit sich die Einkommensstreuung *innerhalb* der einzelnen Ebenen verändert hat. So kann die Hypothese aufgestellt werden, daß sich bei den verschiedenen Gruppen mehr oder weniger ausgeprägt eine Einkommenspolarisierung im Verlauf der Bildungs-

<sup>11</sup> Die Preisbereinigung müßte eigentlich an den qualifikationsspezifischen Durchschnittseinkommen vorgenommen werden. Damit stellt sich allerdings die Frage, welche typischen Arbeitnehmerhaushalte mit welchen typischen Haushaltseinkommen den jeweiligen Qualifikationsgruppen in den einzelnen Jahren zugeordnet werden, denn auf dieser Zuordnung basieren die verschiedenen Preisindizes. Die Unterschiede dieser haushaltstypischen Teuerungsraten sind allerdings relativ gering, weshalb unser Verfahren sicherlich zu keinen erheblichen Abweichungen gegenüber einer detailliert vorgenommenen Preisbereinigung führt.

expansion eingestellt hat, die sich — bei rigider job-Lohn-Struktur — weniger auf die Einkommensabstände zwischen den als vielmehr auf die Einkommensstreuung innerhalb der Qualifikationsebenen ausgewirkt hat. Auf der einen Seite stehen dann gut dotierte Arbeitspositionen mit hoher und teilweise das Angebot übersteigender Nachfrage (z. B. in technologieintensiven Bereichen des primären Arbeitsmarktes), auf der anderen Seite Arbeitsplätze, die eher durch Instabilität, niedrigen Technologiegrad und tendenziellen Angebotsüberhang gekennzeichnet sind.

Solchen Aspekten konnte im einzelnen im Rahmen dieser Analyse nicht nachgegangen werden. Ausgangspunkt der folgenden Aussagen zur intraqualifikatorischen Einkommensstreuung ist die Ermittlung der *relativen Quartilsabstände* („relative interquartile range“; vgl. Weißhuhn / Büchel 1991). Hierbei wird die Differenz der beiden oberen ( $Q_{75}$ ) und unteren ( $Q_{25}$ ) Quartile auf den Median ( $Q_{50}$ ) bezogen, also berechnet

$$[Q_{75} - Q_{25}] / Q_{50}$$

Die Verwendung dieses Maßes für die Ungleichheit der Einkommen rechtfertigt sich, wie auch Weißhuhn und Büchel (1991, S. 5 f.) anführen, aus den Restriktionen des verwendeten Datenmaterials — insbesondere aus den sowohl für die BS- als auch für die MZ-Daten geltenden Zensierungen der oberen Einkommensklassen. Im Gegensatz zu den sonst verwendeten Durchschnitts- und Streuungsmaßen werden die Quartile und damit der relative Quartilsabstand durch das Abschneideproblem sehr viel weniger beeinflusst.

Die Ergebnisse zeigen, daß sich die Streuung der Einkommen innerhalb der Qualifikationsgruppen im Zeitverlauf nicht gravierend verändert hat (*Abbildung 8*). Bezogen auf das Einkommen der Ungelernten, erreicht die relative Streuung bei Akademikern — mit leicht ansteigender Tendenz — eine Größenordnung zwischen 60 % und 70 % sowie für Personen mit Fachhochschulausbildung (ebenfalls leicht steigend) und solche mit abgeschlossener Berufsausbildung (Tendenz: leicht sinkend) im wesentlichen zwischen 50 % und 60 %. Die Einkommensdisparitäten sind, wie der Anhang 4 zeigt, bei Frauen (Durchschnitt: 67 %) — sicherlich auch bedingt durch die höhere Teilzeitquote — wesentlich höher als bei Männern insgesamt (55 %). Bis auf die Fachhochschulebene, für die die Streuung der Einkommen von Männern und Frauen gleich hoch ist (49 %), gilt dies auch für alle Qualifikationsebenen.

Auf zwei Besonderheiten sei hingewiesen: einmal auf die niedrigere Streuung bei den ausgebildeten und die höhere bei den ungelerten Erwerbstätigen im Jahre 1976, zum anderen auf die abgeflachte Entwicklung für die meisten Gruppen in den letzten Jahren. Beides erklärt sich aus den 1976 hohen und in den 80er Jahren wieder steigenden Zensierungen (vgl. Tabelle 1), die die Streuung entsprechend verringerten.

3\*

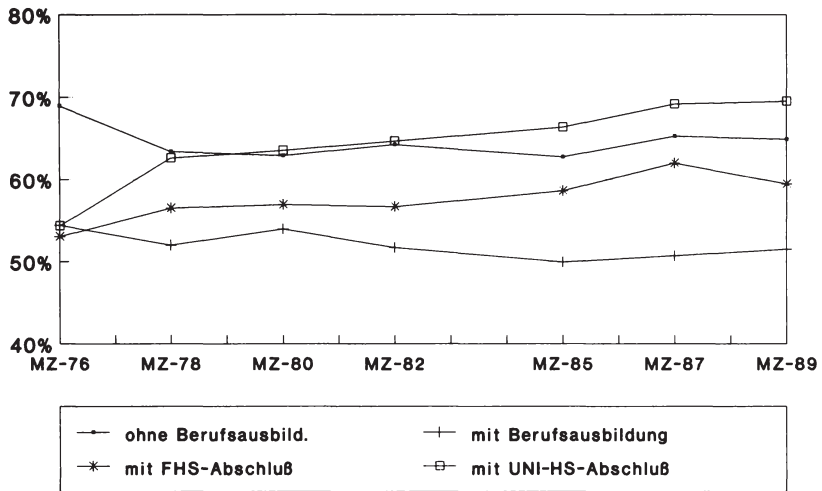


Abb. 8: Relative Quartilsabstände (erwerbstätige Männer und Frauen)

Quelle: Mikrozensus 1976-1989.

### III. Qualifikation und Einkommen der Berufsanfänger

Im folgenden ist zu untersuchen, ob sich der bei der Betrachtung aller Erwerbstätigen nur andeutende Einfluß der Bildungsexpansion und der veränderten Qualifikationsstruktur bei den Berufsanfängern deutlicher zeigt.

#### 1. Entwicklung der Qualifikationsstruktur der Berufsanfänger

Die Qualifikationsstruktur derjenigen Berufsanfänger, die direkt nach der Ausbildung in die Erwerbstätigkeit übergangen (hierbei muß der Übergang in Arbeitslosigkeit entsprechend den unterschiedlichen Konjunkturphasen mit bedacht werden), veränderte sich im Betrachtungszeitraum nur wenig; Zuwächse gab es vor allem bei den Fachhochschul- und Universitätsabsolventen, bei den anderen Qualifikationsgruppen eine weitgehende Stagnation.

Diese strukturellen Änderungen verdecken jedoch die absoluten Größenordnungen der Berufsanfängerzahlen, die in diesem Zeitraum vom Arbeitsmarkt absorbiert wurden: im Durchschnitt mehr als 700 000 p. a. mit bis 1987 ansteigender Tendenz (vgl. Anhang 5). Auf der anderen Seite stagnierte die Zahl der verfügbaren Arbeitsplätze in den 70er bis weit in die 80er Jahre hinein; in Teilphasen kam es sogar zu einem Rückgang.



Es steht zu vermuten, daß mit der Integration höherqualifizierter Berufsanfänger erhebliche Substitutionseffekte zu Lasten der geringer Qualifizierten einhergehen, die auch deren Einkommen beeinflusste. *Abbildung 9* zeigt die quantitative Veränderung der Struktur der Berufsanfänger seit 1975.

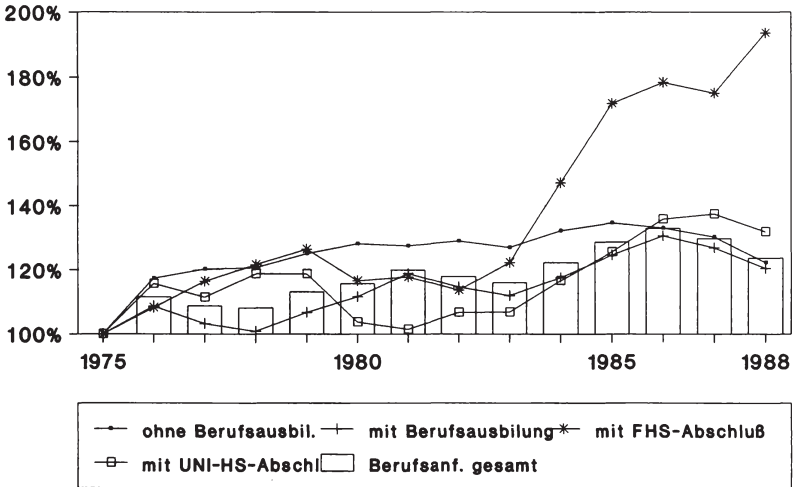


Abb. 9: Veränderung der Berufsanfänger nach Qualifikation (gesamt)

Quelle: IAB/BGR.

## 2. Entwicklung der Einkommen der Berufsanfänger

a) Das *Einkommensniveau* aller erwerbstätigen Berufsanfänger lag 1988 mit knapp 1500 DM um 25 % unter dem Durchschnitt der Erwerbstätigen insgesamt. Der *Einkommenszuwachs* der Berufsanfänger 1975-1988 (+ 78 %) entspricht jedoch weitgehend dem aller Erwerbstätigen. Das höchste Wachstum verzeichnen die Berufsanfänger mit Berufsausbildung (+ 70 %) und die Ungelernten (+ 66 %), während die Einkommen der Jungakademiker (FHQ: + 50 %, UNI: + 51 %) zwar immer noch hoch sind, jedoch etwas schwächer anstiegen (*Abbildung 10*).

b) Stärker als bei der Gesamtheit der Erwerbstätigen haben sich die *Einkommensabstände* zwischen den unterschiedlich qualifizierten Berufsanfängern verringert. Bezogen auf das Einkommen der Berufsanfänger ohne abgeschlossene Ausbildung (= 0 %) verringerte sich der Abstand der UNI-Ebene von fast 166 % (im Jahre 1975) auf 143 % in 1988 (mit wieder leicht ansteigender Tendenz in den letzten Jahren). Für FHQ-Absolventen sank der Einkommensabstand von 140 % auf 117 %, während derjenige der Personen mit Berufsausbildung, von

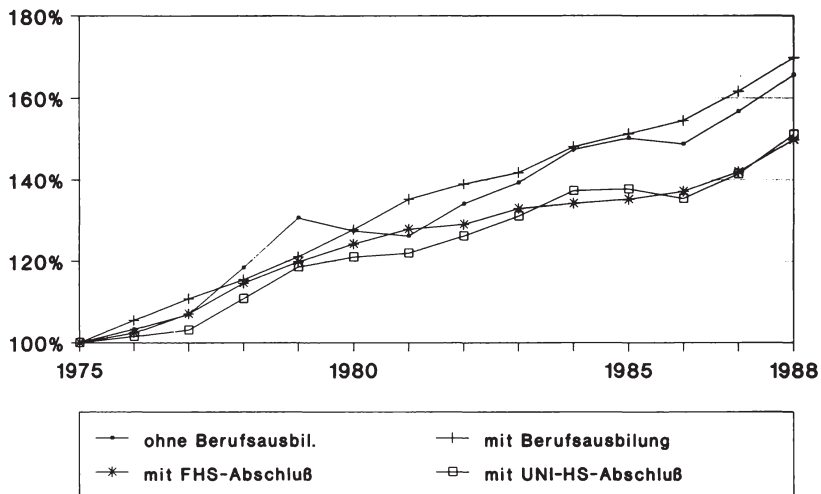


Abb. 10: Einkommensindex (männliche und weibliche Berufsanfänger)

Quelle: IAB/BGR.

geringfügigen Schwankungen einmal abgesehen, nahezu konstant blieb (Abbildung 11 sowie Anhang 8).

Waren bei den Erwerbstätigen insgesamt bislang noch keine signifikanten Tendenzen zur Verringerung der Einkommensdisparitäten zwischen den Qualifikationsebenen festzustellen (vgl. Abschnitt II), ist ein einkommensnivellierender Trend bei den Berufsanfängern unübersehbar.

Dabei scheinen die akademischen Berufsanfänger eher die „Verlierer“ dieser Entwicklung zu sein, wenngleich ihr Einkommensvorsprung gegenüber den Ungelernten und den BAQ nach wie vor erheblich ist. Die Einkommensposition der beruflich ausgebildeten Berufsanfänger hat sich gegenüber den Ungelernten zwar nicht verschlechtert, aber auch nicht verbessert, ein Faktum, das in Zusammenhang mit der aktuellen Diskussion um den drohenden Fachkräftemangel (Tessaring 1993) durchaus bedenklich stimmen muß.

c) Innerhalb der einzelnen Qualifikationsebenen zeigt sich bei den Ungelernteneinkommen eine im Zeitablauf zunehmende Streuung, gemessen an den *relativen Quartilsabständen* (Abbildung 12 sowie Anhang 9). Dahinter steht jedoch, wie eine differenzierte Betrachtung der Daten der Bildungsgesamtrechnung zeigt, eine *abnehmende Homogenität* dieser Gruppe der ungelerten Berufsanfänger: Die Zahl der Berufsanfänger mit oder ohne Hauptschulabschluß, die ohne eine weitere Ausbildung in das Erwerbsleben übergeht ( $NFQ_a$ ), nimmt immer stärker

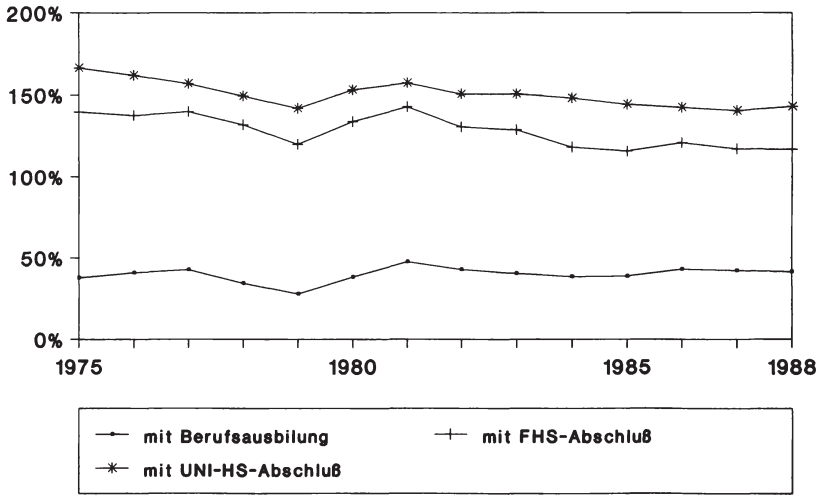


Abb. 11: Einkommensabstände (männliche und weibliche Berufsanfänger)

Quelle: IAB/BGR.

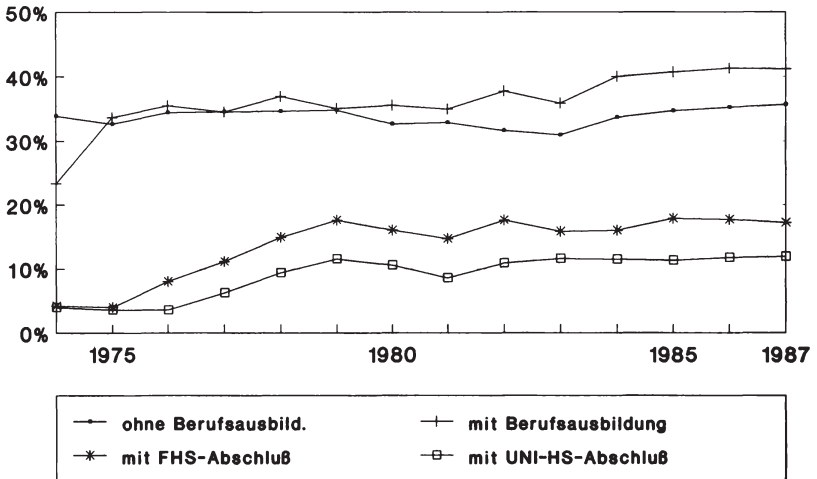


Abb. 12: Relative Quartilsabstände (männliche und weibliche Berufsanfänger)

Quelle: IAB/BGR.

ab zugunsten eines steigenden Anteils an „ungelehrten“ Berufsanfänger mit höherer allgemeiner Vorbildung (mittlerer Abschluß oder Fach-/Hochschulreife; *NFQ<sub>b</sub>*).

1990 hatten von allen 276 000 Berufsanfängern ohne Ausbildungsabschluß, die direkt aus allgemeinbildenden Schulen in Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit oder Nichterwerbstätigkeit (ohne weiteren Verbleib in der Ausbildung) übergingen, 62% den mittleren Schulabschluß oder die Hochschulreife; 1975 waren es noch 52% gewesen (*Tessaring / Reinberg / Fischer* 1993 sowie aktualisierte Berechnungen). Hierfür sind einmal demographische Gründe (die Geburtsjahrgänge der Hauptschulabgänger wurden vom Rückgang der Jahrgangsstärken früher erfaßt), zum anderen und vor allem aber der gestiegene Trend zu höheren Schulabschlüssen und zu Lasten der Hauptschule maßgeblich.

Die Entwicklung der intraqualifikatorischen Einkommensstreuung spiegelt diese veränderte Zusammensetzung der ungelehrten Berufsanfänger wider. Bezogen auf ihr Durchschnittseinkommen stieg die relative Streuung bei ihnen von 66% (1975) auf 82% (1988) an; bei den Männern im übrigen stärker (68%/86%) als bei den Frauen (65%/76%). Auch die Einkommensdisparitäten der UNI-Berufsanfänger nahmen in diesem Zeitraum deutlich zu (hier allerdings bei Frauen mehr als bei Männern), während sie bei den beruflich Ausgebildeten und den Fachhochschulabsolventen (vor allem den weiblichen) rückläufige Tendenzen zeigt.

d) *Zusammengefaßt* deutet sich also für Berufsanfänger — deutlicher als für die Gesamtheit aller Arbeitskräfte — eine einkommensnivellierende Wirkung der Bildungsexpansion — neben anderen Faktoren — an. Die Einkommensabstände zwischen den einzelnen Gruppen sind tendenziell rückläufig (bei Frauen stärker als bei Männern), auch wenn der Abstand der Einkommen von Höherqualifizierten immer noch relativ hoch ist.

Abnehmende intraqualifikatorische Einkommensdisparitäten zeigen sich nur für die beruflich Ausgebildeten und die Fachhochschulabsolventen. Die Streuung sinkt zudem bei den Frauen stärker als bei den Männern. Dies gilt besonders für die mittlere Qualifikationsebene (BAQ), die zum größten Teil aus betrieblich ausgebildeten Fachkräften besteht. Hierzu mag der seit Mitte der 80er Jahre (aus demographischen und Verhaltensgründen, vgl. Abschnitt B) verstärkte Rückgang der Zahl junger Fachkräfte und die Fachkräftelücke in einigen Sektoren beigetragen haben, die die Wirtschaft verstärkt dazu veranlaßten, auch junge Frauen einzustellen und höhere finanzielle Anreize zu schaffen. Welche anderen Ursachen noch verantwortlich waren (Teilzeitbeschäftigung, sektorale und berufliche Umstrukturierungen usw.), wäre im Zuge weiterer Analysen zu prüfen.

Welche *Konsequenzen* könnten diese Befunde für die Berufsanfänger auf die langfristige Einkommensentwicklung aller Erwerbstätigen haben? Hier drängen sich zwei Thesen auf:

- Die Einkommensnivellierung der Berufsanfänger führt, falls sie nachhaltig sein sollte, erst mit zeitlicher Verzögerung zu einer tendenziellen Angleichung der Einkommen aller Erwerbstätigen: Je mehr junge Alterskohorten mit relativ niedrigen Einstiegsgehältern erwerbstätig werden und mehr ältere Kohorten mit höheren Gehältern ausscheiden, desto mehr wirken sich die einkommensnivellierenden Tendenzen der Berufsanfänger auf alle Erwerbstätigen aus. Ob die feststellbaren leicht sinkenden Einkommensabstände der Erwerbstätigen bereits eine Folge dieser Entwicklung sind, läßt sich bislang noch nicht entscheiden. Dafür sind sowohl der Analysezeitraum zu kurz als auch die Trends zu schwach ausgeprägt. Darüber hinaus könnte sich eine solche Angleichung nur dann vollziehen, wenn sich die finanziellen Entwicklungsmöglichkeiten während des weiteren Erwerbslebens nicht wesentlich verändern würden.
- Es haben sich lediglich die finanziellen Einstiegsniveaus hochqualifizierter Berufsanfänger im Zeitablauf verringert; ihr Einkommen gleicht sich nach mehr oder weniger kurzer Berufserfahrung dem durchschnittlichen Verdienst der Erwerbstätigen mit gleichem Qualifikationsniveau an. Dies ist eine Hypothese, die sich auf aufgrund neuerer empirischer Untersuchungen, nach denen die Phase instabiler Beschäftigung mit relativ niedrigen Einkommen bis zu einer — auch einkommensmäßig — „adäquaten“ Beschäftigung bei Hochschulabsolventen durchschnittlich etwa 5 Jahre dauert, zu bestätigen scheint (vgl. *Lewin / Schacher* 1991; *Teichler / Buttgerit* u. a. 1992). Unter dieser Prämisse hätte die Bildungsexpansion dann nur geringe Auswirkungen auf die längerfristige qualifikationsspezifische Einkommensverteilung der Erwerbstätigen.

## E. Qualifikatorische Einkommensentwicklung der Männer 1976-1987 auf der Basis der Beschäftigtenstatistik

### I. Datenbasis

Als Datensatz wird die 1%-Stichprobe aus der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit verwendet, die hinsichtlich ihres Umfangs und des zeitlichen Rahmens, den sie abdeckt, für die zu untersuchende Fragestellung besonders geeignet ist. Die Betriebe müssen für ihre sozialversicherungspflichtig Beschäftigten u. a. Meldungen über die Ausbildung, das Bruttoarbeitsentgelt und die Beschäftigungszeiten an die Sozialversicherung abgeben. Da mit den Einkommensangaben Rechtsansprüche an die Sozialversicherung verbunden sind, darf gerade diesen besonders gut vertraut werden (vgl. *Cramer* 1986, S. 62).

Nicht in der Beschäftigtenstatistik erfaßt werden Beamte sowie die Selbständigen, mithelfenden Familienangehörigen und geringfügig Beschäftigten. Den „Einschaltungsgrad“ der Beschäftigtenstatistik haben *Clement*, *Tessaring* und

*Weißhuhn* (1980, S. 186 f.) genauer untersucht und dabei für das Jahr 1976 festgestellt, daß er im Vergleich zum Mikrozensus für alle Arbeitnehmer (Erwerbstätigen) 72 % (60 %), für die Hochschulabsolventen 25 % (21 %), Fachhochschulabsolventen 60 % (51 %), Erwerbsspersonen mit abgeschlossener Berufsausbildung 77 % (66 %) und ohne Ausbildungsabschluß 75 % (58 %) beträgt.

Aus der Grundgesamtheit aller Personen, die im Zeitraum 1974 bis 1987<sup>12</sup> mindestens ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis eingegangen sind, wurde jeder hundertste für die IAB-Beschäftigtenstichprobe ausgewählt. Da bei Teilzeitbeschäftigten lediglich zwischen einer wöchentlichen Arbeitszeit von unter 20 Stunden sowie 20 Stunden und mehr unterschieden wird, muß aus Gründen der Vergleichbarkeit der (Brutto-)Einkommen die Studie auf Vollzeitbeschäftigte (ohne Wehr- und Zivildienstleistende und ohne Auszubildende) beschränkt werden. Die ausschließliche Berücksichtigung von Vollzeitbeschäftigten führt zu einem Stichprobenauswahlfehler, weil die individuelle Entscheidung über die Arbeitszeit ihrerseits vom erzielbaren Nettoeinkommen und dessen Determinanten abhängig ist. Bei der Ermittlung des Zusammenhangs zwischen erworbener Qualifikation und Einkommen muß deshalb zusätzlich zur direkten Wirkung der Qualifikation auf das Einkommen die indirekte Wirkung der Qualifikation auf die Arbeitszeitentscheidung und damit auf die Zusammensetzung der Stichprobe berücksichtigt werden.

Die für die Anwendung der Heckman-Korrektur notwendige Schätzung von Arbeitsangebotsfunktionen erfordert die Verfügbarkeit von Variablen wie den Familienstand und die Anzahl der Kinder, die in der Beschäftigtenstatistik nicht zur Verfügung stehen (*Bellmann / Gerlach* 1984). Deshalb bezieht sich die empirische Analyse mit den Daten der Beschäftigtenstatistik ausschließlich auf männliche Vollzeitbeschäftigte, da wegen des geringen Anteils der teilzeitbeschäftigten Männer ein vernachlässigbarer Stichprobenfehler auftritt. Insgesamt stehen für die Jahre 1976 bis 1987 die Einkommensangaben von 97 739 bis 110 172 Männern je nach Erhebungsjahr zur Verfügung.

## II. Univariate Analyse

In der *Tabelle 4* findet sich eine Übersicht über die Struktur der Beschäftigten nach Qualifikationsstufen. Ersichtlich ist der Rückgang der Zahl der Beschäftigten ohne formalen Bildungsabschluß, während die anderen Gruppen ihren Anteil erhöht haben; dies gilt besonders für die Beschäftigten mit Fachhochschul- und Hochschulabschluß. Im folgenden werden die Qualifikationsstufen „ohne abgeschlossene Berufsausbildung“, „mit abgeschlossener Berufsausbildung“, „Fachhochschulabschluß“ und „Hochschulabschluß“ zusammengefaßt. Diese Gruppen-

<sup>12</sup> Die Auswertung wurde hier auf den Zeitraum 1976 bis 1987 beschränkt, da sich einige un plausible Verläufe an den Rändern der Jahre 1974 bis 1989 (noch) nicht bereinigen ließen.

bildung erfolgte, um die Ergebnisse der univariaten Analyse mit denen des Mikrozensus vergleichen zu können.

*Tabelle 4*  
**Struktur der Beschäftigten nach Qualifikationsstufen, 1976 bis 1987**

Jahr	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
ohne Berufsausbildung und ohne Abitur	23,9	23,4	23,2	23,0	22,3	21,8	20,1	20,1	19,8	19,5	18,9	18,4
mit Berufsausbildung und ohne Abitur	70,0	70,2	69,9	70,0	70,4	70,7	71,2	71,7	71,7	71,7	72,0	72,0
ohne Berufsausbildung und mit Abitur	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6
mit Berufsausbildung und mit Abitur	0,9	1,0	1,0	1,1	1,2	1,2	1,3	1,3	1,4	1,5	1,6	1,8
Fachhochschule	2,4	2,6	2,7	2,7	2,8	2,9	3,0	3,1	3,2	3,2	3,3	3,4
Hochschule	2,3	2,3	2,6	2,6	2,7	2,8	3,0	3,2	3,3	3,5	3,6	3,8

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe.

Die Berechnung des Medians, des unteren und des oberen Quartilspunkts, des Quartilsabstands und des auf den Median bezogenen Quartilsabstands anstelle des arithmetischen Mittels, der Streuung und Variationskoeffizienten wurde vorgenommen, weil sich bei den Daten aus der Beschäftigtenstatistik das Abschneideproblem bei Überschreiten der Pflichtgrenze in der gesetzlichen Rentenversicherung in besonderem Maße stellt: Die Pflichtgrenze wird in der Stichprobe in einzelnen Qualifikationsgruppen von bis zu 66 % der Beschäftigten überschritten (Tabelle 5)<sup>13</sup>. Diese Beobachtungen bleiben für die Berechnung der angegebenen Quantile und der daraus abgeleiteten Statistiken zumindest für einige Qualifikationsgruppen ohne Einfluß, wenn der Anteil der Zensierungen kleiner als 25 % (beim oberen Quartilspunkt) bzw. 50 % (beim Median) ist. Dagegen würden bei der Berechnung des arithmetischen Mittels, der Streuung und des Variationskoeffizienten auch die Beobachtungen, bei denen die Einkommensangaben zensiert sind, vollständig berücksichtigt werden.

In der *Abbildung 13* ist die Einkommensentwicklung für alle Qualifikationsgruppen dargestellt, indem jeweils der Median des betreffenden Jahres auf den des Jahres 1974 bezogen wurde. *Abbildungen 14* und *15* zeigen für die männlichen Akademiker, daß im Beobachtungszeitraum sowohl der Einkommensabstand zur Gruppe der nicht formal qualifizierten Beschäftigten als auch der relative Quartilsabstand innerhalb der Gruppen der Fachhochschul- und der Hochschulabsolventen größer geworden ist.

<sup>13</sup> Das Überschreiten der Pflichtgrenze bedeutet nicht, daß diese Beschäftigten in der Beschäftigtenstatistik nicht mehr enthalten sind, sondern lediglich, daß ihr Einkommen über der Pflichtgrenze nicht nachweisbar ist.



Tabelle 5

Anteile der zensierten Fälle in den Qualifikationsgruppen, 1976 bis 1987

Jahr	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
ohne abgeschlossene Berufsausbildung												
ohne Abitur	0,8	0,8	0,6	0,5	1,1	0,7	0,7	0,6	1,6	1,0	1,5	1,6
mit Abitur	7,0	6,5	5,5	4,9	7,9	5,7	5,2	6,2	9,7	7,4	10,2	10,3
mit abgeschlossener Berufsausbildung												
ohne Abitur	19,1	18,0	14,7	12,8	16,8	14,2	13,7	15,2	20,5	15,0	20,9	21,2
mit Abitur	44,0	37,5	32,2	29,0	37,5	29,0	25,8	27,6	33,7	26,5	31,8	31,2
Fachhochschulabschluß	55,9	52,2	44,8	39,6	54,7	43,3	40,8	44,0	56,0	44,6	56,2	56,5
Hochschulabschluß	66,1	62,0	57,4	54,2	65,4	56,3	55,0	58,8	65,7	55,8	64,8	63,7
Sozialversicherungspflichtgrenze (monatliches Bruttoeinkommen)	3 100	3 400	3 700	4 000	4 200	4 400	4 700	5 000	5 200	5 400	5 600	5 700

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe.

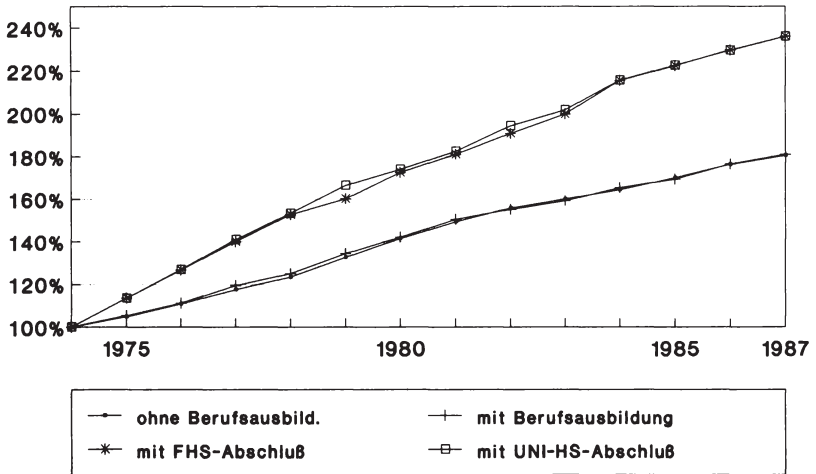


Abb. 13: Einkommensindex (Männer)

Quelle: IAB-Beschäftigtenstatistik.

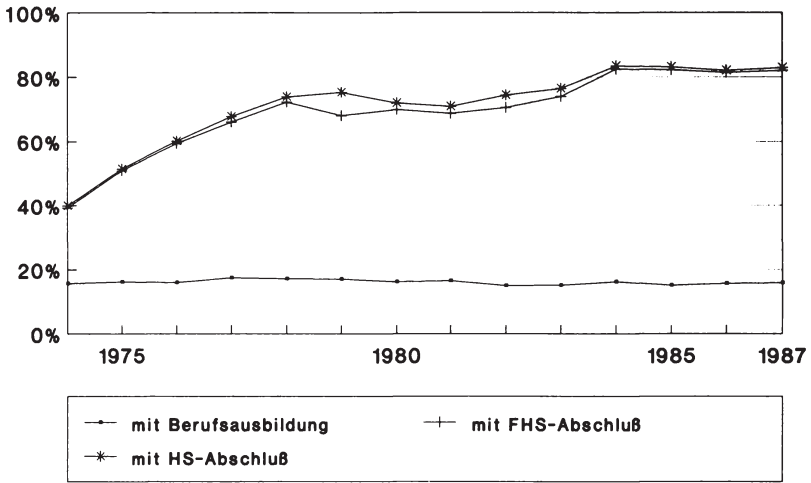


Abb. 14: Einkommensabstände (Männer)

Quelle: IAB-Beschäftigtenstatistik (Basis = „ohne Berufsausbildung“).

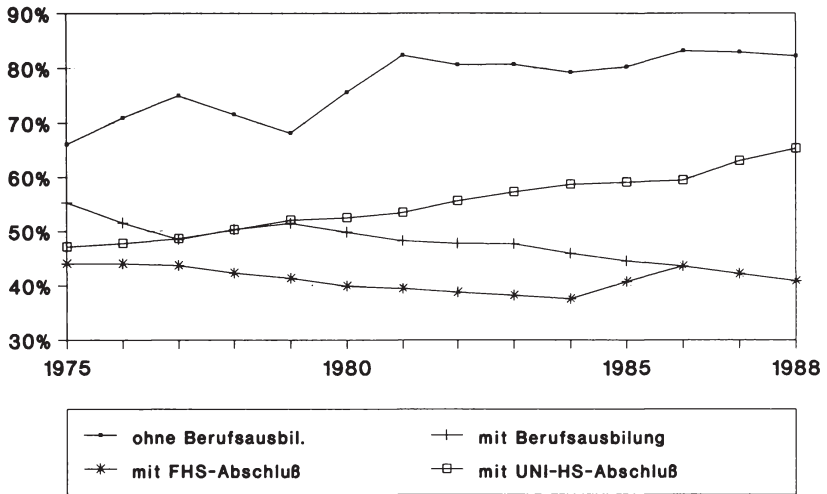


Abb. 15: Relativer Quartilsabstand (Männer)

Quelle: IAB-Beschäftigtenstatistik.

### III. Vergleich mit den Mikrozensen

In diesem Beitrag wurde bereits darauf eingegangen, daß die Mikrozensen und die Beschäftigtenstatistik Beschränkungen hinsichtlich des erfaßten Personenkreises sowie der Unterschiede bei der Erfassung verschiedener Einkommensarten und der Zensierung unterliegen. Außerdem werden bei der Beschäftigtenstatistik Bruttoeinkommen, bei den Mikrozensen jedoch Nettoeinkommen angegeben. Aus diesen Gründen sind auch beim Vergleich der Einkommensabstände und der relativen Quartilsabstände als Streuungsmeßzahlen Unterschiede zu erwarten. Im folgenden werden die Ergebnisse aus beiden Statistiken für die Männer und für den Zeitraum 1976-1987, der durch beide Datenquellen abgedeckt ist, gegenübergestellt.<sup>14</sup>

Die *Abbildungen 16 bis 19* zeigen, daß bei der Gruppe der Beschäftigten ohne akademischen Abschluß sowohl die Einkommensabstände als auch die relativen Quartilsabstände in beiden Datensätzen eine ähnliche Größenordnung aufweisen. Diese Aussage gilt für Niveau und Verlauf der genannten Größen. Weiterhin zeigt sich für die beiden Gruppen der Akademiker, daß sich die ausgeprägten Einkommensabstände im Vergleich zu den anderen Qualifikationsebenen auf der Basis der Mikrozensus-Daten kaum verändern, während sie in der Beschäftigtenstatistik leicht zugenommen haben.

Deutliche Unterschiede gibt es allerdings bei den Einkommensabständen *zwischen* Fachhochschul- und Hochschulabsolventen. Die Beschäftigtenstatistik weist vergleichsweise geringe Einkommensabstände aus, während aus den Mikrozensen ein im Zeitverlauf sich vergrößernder Einkommensvorsprung der Hochschulabsolventen gegenüber den Fachhochschulabsolventen ermittelt wurde. Innerhalb der Gruppe der Akademiker ist die Einkommensdisparität, gemessen am relativen Quartilsabstand, in der Beschäftigtenstatistik kleiner als in den anderen Qualifikationsgruppen, während es bei den Mikrozensen umgekehrt ist.

---

<sup>14</sup> Anders als bei der Analyse des Mikrozensus (in Verbindung mit der BGR) war eine gesonderte Berechnung der Einkommen der Berufsanfänger mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe nicht möglich.

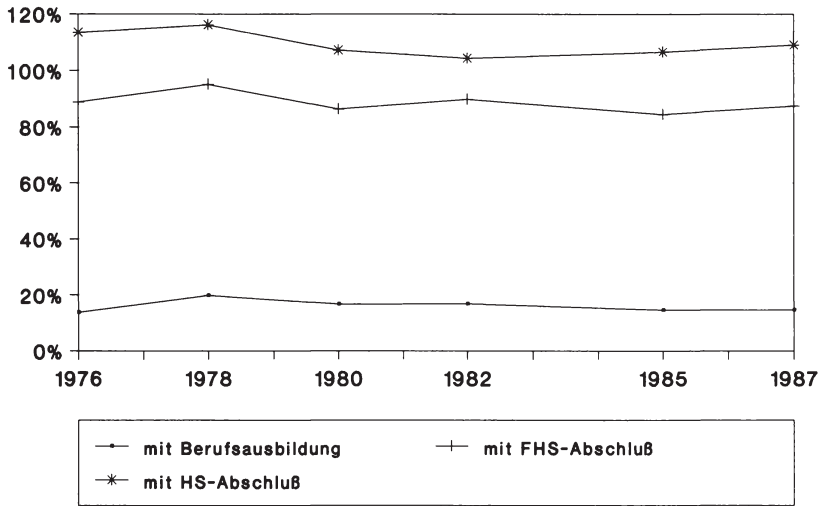


Abb. 16: Einkommensabstände nach Mikrozensen (Männer)

Quelle: Mikrozensen 1976-1987 (Basis = „ohne Berufsausbildung“).

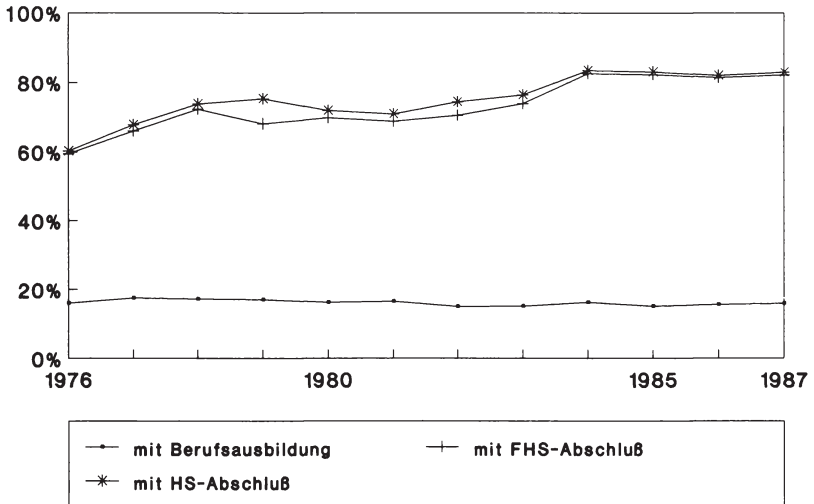


Abb. 17: Einkommensabstände nach Beschäftigtenstatistik (Männer)

Quelle: IAB-Beschäftigtenstatistik (Basis = „ohne Berufsausbildung“).

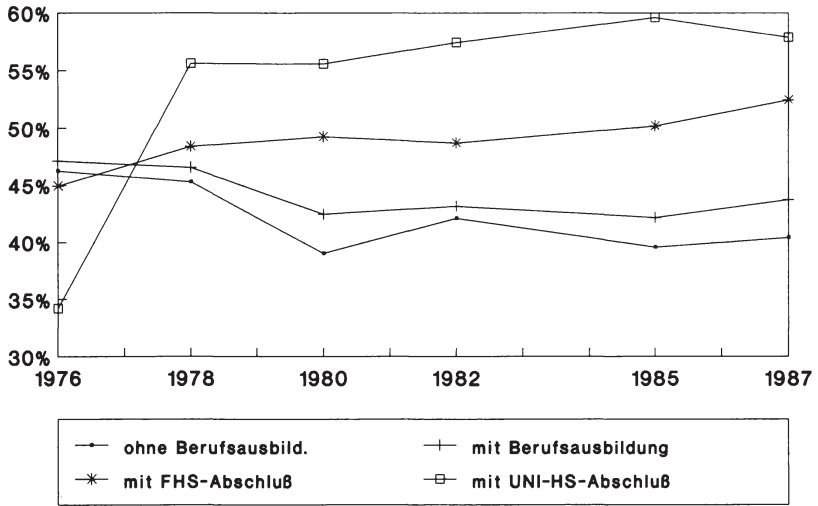


Abb. 18: Relative Quartilsabstände nach Mikrozensen (Männer)

Quelle: Mikrozensen 1976-1987.

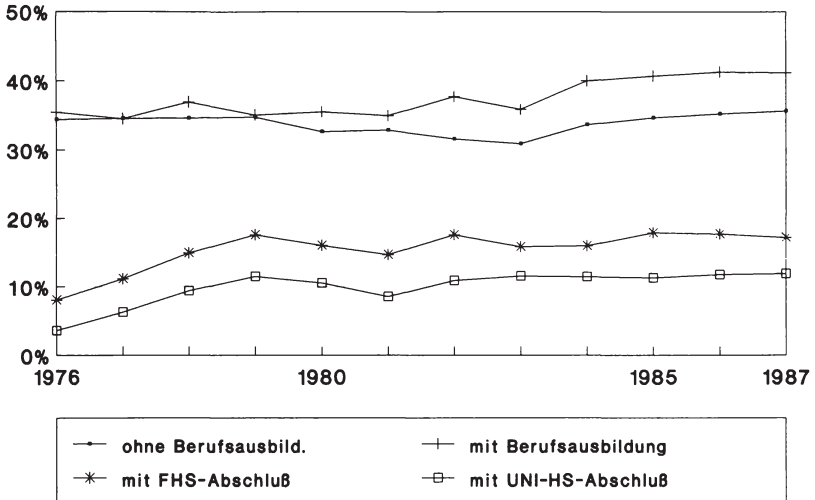


Abb. 19: Relative Quartilsabstände nach Beschäftigtenstatistik (Männer)

Quelle: IAB-Beschäftigtenstatistik.

Diese Ergebnisse lassen sich unter anderem mit der unterschiedlichen Erfassung höherer Einkommen in beiden Datenquellen erklären. Die Erfassung der Einkommen bis zur Pflichtgrenze der gesetzlichen Sozialversicherung bei der Beschäftigtenstatistik und die offene obere Flügelklasse beim Mikrozensus stellen Zensierungsmechanismen dar, die möglicherweise zu den deutlichen Unterschieden der Einkommensabstände sowohl zwischen beiden Datenquellen als auch im Vergleich zu den anderen Qualifikationsgruppen sowie zwischen Fachhoch- und Hochschulabsolventen geführt haben. Weil das Zensierungsverfahren beim Mikrozensus anteilmäßig weniger Beschäftigte betrifft, ist diese Datenquelle bei der Beurteilung der Einkommensentwicklung der Akademiker gegenüber der Beschäftigtenstatistik vorzuziehen. Hinzu kommt, daß im Mikrozensus, anders als in der Beschäftigtenstatistik, auch die Selbständigen und Beamten<sup>15</sup> enthalten sind, deren Einkommen teilweise höher als die der abhängig beschäftigten Arbeiter und Angestellten sind.

#### IV. Multivariate Analyse

Die univariate Analyse der Einkommen hat den Nachteil, daß insbesondere der Einfluß der Berufserfahrung auf das Einkommen nicht berücksichtigt werden kann. Im nächsten Schritt werden deshalb getrennt für jedes Jahr von 1976 bis 1987 Einkommensfunktionen geschätzt. Es werden zunächst Regressionen mit den logarithmierten Bruttoeinkommen ( $\ln Y$ ) als abhängige Variable und der Schulvariablen ( $S$ ), der potentiellen Berufserfahrung ( $EX$ ) und der quadrierten Berufserfahrung ( $EX^2$ ) als unabhängige Variablen gerechnet:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + u ,$$

wobei  $u$  die Störvariable mit den Annahmen des klassischen Regressionsmodells (*Wagner / Lorenz* 1988) ist und die  $\beta$ 's die mit der Methode der kleinsten Quadrate zu schätzenden Regressionen. Die Schulvariable enthält die Bildungszeiten der standardisierten Ausbildungsgänge. Im einzelnen sind die genannten Variablen wie folgt gebildet worden:

– Ohne beruflichen Abschluß (10 Jahre)

(Zerlegt in: Grund- / Hauptschule mit 9 Jahren, 3 Jahre Berufsschule mit einem Tag je Woche ergibt ein weiteres halbes Jahr zuzüglich eines durchschnittlich halben

---

<sup>15</sup> Die Laufbahneinstufung im öffentlichen Dienst orientiert sich weitgehend am formalen Ausbildungsabschluß: Universitätsabsolventen werden in der Regel in den Höheren Dienst, Fachhochschulabsolventen in den Gehobenen Dienst übernommen. Weil die Beamten unter den Universitätsabsolventen stärker vertreten sind (Lehrer u. a.) als unter den Fachhochschulabsolventen, wirkt sich dies auch auf den Einkommensabstand zwischen beiden Gruppen im Vergleich der Mikrozensus- mit den Beschäftigtenstatistik-Daten aus.

Jahres Anlernzeit bzw. Berufsgrundbildungsjahres, Berufsvorbereitender Maßnahmen u. ä.)

- Nur Abitur (13 Jahre)
- Abgeschlossene Berufsausbildung ohne Abitur (12,125 Jahre)  
(Abgeleitet aus der Dauer für den Besuch der Grund- und Hauptschule und der Berufsfachschule / Fachschule / Technikerschule mit durchschnittlich 12,5 Jahren und der Lehre mit 12 Jahren und angenommenen Gewichten mit 0,75 für Lehre und 0,25 für die Berufsfachschul- / Technikerschuldauer)
- Abgeschlossene Berufsausbildung mit Abitur (15,125)  
(Abgeleitet aus der Dauer des Besuchs des Gymnasiums und der Lehre mit 15 Jahren und des Besuchs der Berufsfachschule / Fachschule / Technikerschule mit 15,5 Jahren und angenommenen Gewichten mit 0,75 für Lehre und 0,25 für die Berufsfachschul- / Technikerschuldauer)
- Fachhochschule (15 Jahre)  
(Fachhochschulreife 12 Jahre und 3 Jahre Fachhochschule)
- Hochschule (18 Jahre)  
(Abitur 13 Jahre und durchschnittliche Hochschulbesuchsdauer mit 5 Jahren<sup>16</sup>).

Die potentielle Berufserfahrung wird berechnet als Lebensalter abzüglich Bildungszeiten der standardisierten Ausbildungsgänge (Schulvariable) und abzüglich Schuleintrittsalter (6. Lebensjahr): ( $EX = \text{Alter} - S - 6$ ). Bei dieser Approximation der tatsächlichen Berufserfahrung bleiben Faktoren, wie die tatsächliche berufsrelevante Erfahrung; Zusammenhänge zwischen Lebensalter und Berufserfahrung (z. B. Obsoleszenz der Ausbildung) und Erwerbsunterbrechungen unberücksichtigt. Da letztere insbesondere bei Frauen eine große Rolle spielen, verbietet sich auch aus diesem Grunde eine Anwendung des gewählten Einkommensfunktionsansatzes auf die Frauen in der Beschäftigtenstatistik, wenn es nicht gelingt, Zeiten der Erwerbsunterbrechung in der Beschäftigtenstatistik sauber zu erfassen (*Gerlach* 1987).

Die Schätzergebnisse für das Schooling-Modell finden sich in der *Tabelle 6*. Dabei zeigt sich ein leichter Anstieg für den Koeffizienten der Variablen Schuldauer, der als Bildungsrendite für ein zusätzliches Ausbildungsjahr interpretiert werden kann, von 5,7% (1976) auf 5,9% (1987). Mit anderen Worten hat das Einkommen von Beschäftigten mit längeren Bildungszeiten im Beobachtungszeitraum stärker zugenommen als das Einkommen von Beschäftigten mit kürzeren Bildungszeiten. Die geschätzten Renditen liegen niedriger als die etwa von *Clement* und *Weißhuhn* (1982) mit den Daten der Beschäftigtenstatistik für die Jahre 1974 und 1977 berechneten. *Hübler* und *Gerlach* (1990) kommen dagegen auf

---

<sup>16</sup> Dies ist länger als die für die meisten Hochschulfächer erforderliche Regelstudienzeit. Allerdings gehört bei den Lehrern und Juristen die Referendarzeit zur Ausbildung; außerdem ist die Promotion entsprechend zu berücksichtigen.



Basis des Sozio-ökonomischen Panels und eines Datensatzes der Bremer Arbeiterkammer zu ähnlichen Renditen.

Eine Alternative zur Erfassung der Ausbildungsvariablen in Form kontinuierlicher Werte (S-Werte) besteht in der Bildung von Dummy-Variablen für die sechs abgegrenzten Ausbildungsgänge. In der *Tabelle 7* sind die Schätzergebnisse für Einkommensfunktionen mit diesen Dummy-Variablen, in denen die Beschäftigten ohne formalen Bildungsabschluß die Standardgruppe bilden, wiedergegeben. Bei der Ermittlung der Renditen verschiedener Ausbildungsgänge auf der Basis von Einkommensfunktionen mit Dummy-Variablen für die Ausbildungsgänge ist zu beachten, daß die Differenz der Dauer von verschiedenen Ausbildungsgängen unterschiedlich ist, so daß eine Normierung vorgenommen werden muß (vgl. Anhang 11).

In der *Tabelle 8* sind die Bildungsrenditen gemäß „üblichem“ Bildungsverlauf bzw. gemäß Ausbildungsalternativen, die sich aus dem Dummy-Variablen-Modell errechnen lassen, angegeben. Die Werte geben die Rendite je zusätzlichem Ausbildungsjahr an. Danach hat sich die Rendite einer abgeschlossenen Berufsausbildung kaum verändert. Sie liegt im betrachteten Zeitraum etwa über 7%. Die Fachhochschul- und die Hochschulabsolventen konnten sich dagegen im Vergleich zu den Beschäftigten mit abgeschlossener Berufsausbildung deutlich verbessern. Die Rendite eines Fachhochschulabschlusses hat sich im Vergleich zu einer abgeschlossenen Berufsausbildung von 8,5% (1976) auf 10,3% (1987) erhöht. Die Rendite eines Hochschulabschlusses hat sich von 3,9% (1976) auf 4,9% (1987) erhöht. Im Unterschied dazu liegen bei Fachhochschul- und Hochschulabsolventen im betrachteten Zeitraum die Einkommensdifferenziale sehr nahe beieinander.

Zusammenfassend ergibt sich damit aus der Schätzung von Einkommensfunktionen auf der Basis der Beschäftigtenstatistik, daß sowohl im Schooling-Modell als auch im Modell mit Dummy-Variablen für sechs abgegrenzte Ausbildungsgänge die Einkommen von Beschäftigten mit längeren Bildungszeiten stärker zugenommen haben als die Einkommen von Beschäftigten mit kürzeren Bildungszeiten. Während die Einkommensposition von Beschäftigten mit abgeschlossener Berufsausbildung (ohne Abitur) sich gegenüber nicht formal qualifizierten Beschäftigten kaum verändert hat, haben sich die Akademiker, insbesondere aber die Fachhochschulabsolventen, gegenüber den Beschäftigten mit abgeschlossener Berufsausbildung (ohne Abitur) deutlich verbessert. Beim Vergleich der Renditen von abhängig beschäftigten Fachhochschul- und Hochschulabsolventen ergeben sich kaum Unterschiede zwischen diesen beiden Gruppen.

*Tabelle 6*  
**Schätzergebnisse für Einkommensfunktionen vollzeitbeschäftigter Männer, 1976 bis 1987 (Schooling-Modell)**

Jahr	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Schuldauer	0,057 (95,62)	0,059 (100,23)	0,061 (103,45)	0,060 (102,95)	0,058 (100,97)	0,058 (103,78)	0,059 (104,39)	0,061 (108,44)	0,061 (104,34)	0,061 (105,03)	0,060 (103,54)	0,059 (104,82)
Berufserfahrung	0,018 (68,82)	0,019 (72,10)	0,019 (71,33)	0,019 (71,62)	0,019 (72,51)	0,019 (73,04)	0,019 (70,34)	0,019 (68,82)	0,020 (65,59)	0,020 (62,55)	0,020 (61,43)	0,021 (63,74)
Berufserfahrung quadriert	-0,00069 (114,96)	-0,00070 (117,40)	-0,00068 (115,49)	-0,00065 (115,39)	-0,00063 (115,10)	-0,00061 (115,28)	-0,00059 (111,42)	-0,00058 (109,41)	-0,00059 (105,71)	-0,00056 (100,67)	-0,00056 (98,88)	-0,00055 (100,11)
Konstante	3,543	3,575	3,611	3,688	3,762	3,806	3,836	3,837	3,884	3,905	3,948	3,963
R <sup>2</sup>	0,330	0,335	0,334	0,327	0,319	0,321	0,317	0,324	0,323	0,316	0,313	0,313
SEE	0,262	0,267	0,271	0,274	0,275	0,274	0,278	0,280	0,293	0,297	0,300	0,298
Fallzahl	97 739	100 517	101 599	105 327	106 693	108 150	107 320	106 353	107 406	107 327	109 129	110 172

*Quelle:* Eigene Berechnungen mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe.

*Tabelle 7*  
**Schätzergebnisse für Einkommensfunktionen vollzeitbeschäftigter Männer, 1976 bis 1987 (Dummy-Variablen-Modell)**

Jahr	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
mit Berufs- ausbildung und ohne Abitur	0,143 (71,34)	0,151 (74,6)	0,149 (72,53)	0,146 (71,11)	0,143 (69,60)	0,148 (71,77)	0,145 (68,18)	0,150 (68,93)	0,154 (67,47)	0,153 (65,90)	0,151 (63,83)	0,150 (63,55)
ohne Berufs- ausbildung und mit Abitur	0,132 (10,83)	0,130 (11,06)	0,128 (11,48)	0,127 (11,71)	0,100 (9,20)	0,111 (10,20)	0,118 (10,56)	0,113 (9,85)	0,108 (9,12)	0,098 (8,30)	0,128 (10,97)	0,108 (9,52)
mit Berufs- ausbildung und mit Abitur	0,296 (32,94)	0,288 (32,85)	0,293 (34,44)	0,272 (32,91)	0,263 (32,81)	0,270 (34,32)	0,266 (34,06)	0,288 (37,04)	0,256 (32,97)	0,269 (34,84)	0,248 (33,46)	0,258 (36,16)
Fachhochschule	0,377 (66,59)	0,396 (71,23)	0,406 (73,60)	0,401 (73,38)	0,390 (72,45)	0,391 (75,15)	0,404 (76,75)	0,420 (79,96)	0,431 (79,54)	0,432 (79,30)	0,427 (78,52)	0,432 (81,38)
Hochschule	0,367 (62,61)	0,390 (67,55)	0,409 (72,49)	0,408 (73,44)	0,398 (72,75)	0,401 (75,96)	0,414 (78,54)	0,435 (83,44)	0,435 (81,53)	0,443 (83,61)	0,438 (83,67)	0,432 (85,22)
Berufserfahrung	0,018 (67,97)	0,019 (71,10)	0,019 (70,54)	0,019 (70,97)	0,019 (71,97)	0,019 (72,45)	0,019 (69,90)	0,019 (68,47)	0,020 (65,34)	0,020 (62,46)	0,020 (61,51)	0,021 (63,91)
Berufserfahrung quadrat	-0,00069 (114,29)	-0,00069 (116,54)	-0,00067 (114,77)	-0,00064 (114,75)	-0,00062 (114,54)	-0,00061 (114,70)	-0,00059 (110,97)	-0,00058 (109,03)	-0,00058 (105,47)	-0,00056 (100,56)	-0,00055 (98,96)	-0,00055 (100,27)
Konstante	4,094	4,147	4,202	4,271	4,326	4,370	4,411	4,434	4,472	4,498	4,528	4,535
R <sup>2</sup>	0,334	0,340	0,338	0,330	0,323	0,326	0,321	0,329	0,340	0,323	0,319	0,320
SEE	0,262	0,266	0,271	0,273	0,274	0,273	0,277	0,279	0,292	0,295	0,299	0,297
Fallzahl	97 739	100 517	101 599	105 327	106 693	108 150	107 320	106 353	107 406	107 327	109 129	110 172

*Quelle:* Eigene Berechnungen mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe.

*Tabelle 8*  
**Renditen gemäß Dummy-Variablen-Modell**

Jahr	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
abgeschlossene Berufsausbildung (ohne Abitur) / ohne abgeschlossene Berufsausbildung	7,0	7,4	7,3	7,1	7,0	7,2	7,1	7,3	7,5	7,5	7,4	7,1
Fachhochschulabschluß / abgeschlossene Berufsausbildung (ohne Abitur)	8,5	8,9	9,4	9,3	9,0	8,8	9,4	9,9	10,1	10,2	10,1	10,3
Hochschulabschluß / abgeschlossene Berufsausbildung (ohne Abitur)	3,9	4,2	4,5	4,6	4,4	4,4	4,7	5,0	4,9	5,1	5,0	4,9
Hochschulabschluß / Fachhochschulabschluß	- 0,3	- 0,2	0,1	0,2	0,3	0,3	0,3	0,5	0,1	0,4	0,4	0

Bemerkung: Es wird also jeweils das Bildungsniveau vor dem Schrägstrich mit dem danach verglichen.

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten der Beschäftigtenstichprobe.

## F. Zusammenfassung

Fragestellung des Beitrags war, ob sich im Zuge der Bildungsexpansion und des steigenden Angebots an qualifizierten und hochqualifizierten Arbeitskräften auch deren relative Einkommensposition verändert hat.

Diese Frage wurde für die alten Bundesländer anhand zweier Datengrundlagen und für 4 Qualifikationsebenen geprüft: zum einen auf der Grundlage der Mikrozensen 1976 bis 1989 für alle Erwerbstätigen nach Geschlecht und zum anderen mit Hilfe der Beschäftigtenstichprobe des IAB für die vollzeiterwerbstätigen und sozialversicherungspflichtigen Männer sowie für den Zeitraum 1976 bis 1987. Weil aufgrund der Einkommensrigiditäten der bereits Erwerbstätigen zu vermuten ist, daß sich einkommensnivellierende Effekte am ehesten und am deutlichsten bei den Berufsanfängern bemerkbar machen, wurden die Einkommen der Mikrozensen mit Ergebnissen der Bildungsgesamtrechnung des IAB verknüpft, um auch Aussagen für die Gruppe der Berufsanfänger treffen zu können.

Berechnet wurden jeweils Einkommensindizes sowie die Entwicklung der interqualifikatorischen Einkommensabstände. Da sich die Bildungsexpansion, so die a priori-Vermutung, nicht nur in den relativen Einkommensabständen, sondern auch in der Einkommensstreuung innerhalb einer Qualifikationsgruppe bemerkbar macht, wurden darüber hinaus relative Quartilsabstände angegeben. Aus den Daten der Beschäftigtenstatistik wurden zusätzlich mit Hilfe von Einkommensfunktionen Bildungsrenditen ermittelt, die den Einfluß der Ausbildungsdauer und der Berufserfahrung wiedergeben.

Die Ergebnisse auf der Grundlage der Mikrozensen zeigen, daß das Einkommen nach wie vor eng mit der Höhe der Qualifikation verbunden ist. Die Bildungsexpansion wirkte sich jedoch in einer tendenziellen Verringerung der Einkommensabstände bei den Berufsanfängern unterschiedlicher Qualifikation aus. Der stärkste Rückgang wurde bei den Hochschulabsolventen verzeichnet, obwohl ihr Einkommensvorsprung zu den übrigen Qualifikationsebenen immer noch erheblich ist. Auf der anderen Seite stieg die Einkommensstreuung am stärksten bei den ungelernten Berufsanfängern — ein Indiz dafür, daß sich die Zusammensetzung dieser Gruppe „ohne formalen Ausbildungsabschluß“ immer mehr in Richtung höherer schulischer Bildungsabschlüsse verändert hat. Die tendenzielle Einkommensnivellierung der Berufsanfänger hängt sowohl mit der Veränderung ihrer Qualifikationsstruktur als auch mit der mengenmäßigen Absorption in den Arbeitsmarkt zusammen.

Inwieweit und wann sich solche Nivellierungstendenzen dann auch für alle Erwerbstätigen bemerkbar machen — dies würde voraussetzen, daß die Einkommensnivellierung bei Berufsanfängern ein nachhaltiger Prozeß wäre -, kann anhand des vorliegenden Datenmaterials und wegen der nur relativ kurzen Beobachtungsperiode nicht abgeschätzt werden. In den vergangenen 15 Jahren jedenfalls hat sich eine solche Entwicklung nicht eingestellt: Die Einkommensabstände

zwischen allen Erwerbstätigen Gruppen haben sich nicht signifikant verringert. Allenfalls könnte die tendenziell gestiegene Streuung der Akademikereinkommen als erstes Anzeichen gelten.

Es scheint, auch aufgrund jüngerer empirischer Erhebungen, einiges für die Vermutung zu sprechen, daß sich zwar die Einstiegsphase der Hochschulabsolventen bis zum Erreichen der ersten stabilen und entsprechend dotierten Beschäftigung verlängert hat; danach aber schwenken die Berufskarrieren und damit Einkommen auf die bisherigen Niveautrends ein. Dies würde bedeuten, daß auch längerfristig das steigende Angebot an hochqualifizierten Arbeitskräften nicht oder kaum die qualifikatorische Einkommensverteilung aller Erwerbstätigen beeinflussen würde.

Für diese Hypothese spricht auch die Analyse der Beschäftigtenstatistik. Für die vollzeiterwerbstätigen Männer in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung zeigen die Ergebnisse der Beschäftigtenstichprobe des IAB, daß — zumindest bis 1987 — der Einkommensabstand der Akademiker im Vergleich zu den anderen Qualifikationsgruppen gestiegen ist. Dieses Ergebnis wird durch die Schätzung von Einkommensfunktionen bestätigt, aus denen sich Bildungsrenditen, d. h. der Einkommenszuwachs je eines zusätzlichen Ausbildungsjahres (im „Dummy-Variablen-Modell“), berechnen lassen. Dabei ergibt sich allerdings seit Mitte der 80er Jahre ein leichter Rückgang der Bildungsrenditen für Akademiker, ohne daß ihre Spitzenposition jedoch gefährdet würde. Hierbei ist zudem zu beachten, daß die Selbständigen und Beamten mit zum Teil hohen Einkommen in der Beschäftigtenstatistik nicht erfaßt werden.

Trotz aller Probleme der Vergleichbarkeit beider Datengrundlagen (Mikrozensus und Beschäftigtenstatistik) läßt sich zusammenfassend feststellen, daß für die Männer ohne akademischen Abschluß sowohl das Niveau als auch der Verlauf der Einkommensabstände sowie der relativen Streuung übereinstimmen. Gravierende Unterschiede ergeben sich allerdings bei den Fachhochschul- und Universitätsabsolventen. Als Erklärung kommen hierbei — neben den Unterschieden in der Einkommensabgrenzung — einmal der unterschiedliche Einschaltungsgrad beider Qualifikationsgruppen sowie die Auswirkung der unterschiedlichen Zensierungen in beiden Statistiken in Betracht.

## G. Literatur

*Bellmann, L. / Butler, F.*: Lohnstrukturflexibilität — Theorie und Empirie der Transaktionskosten und Effizienzlöhne, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 2, 1989, S. 202 ff.

*Bellmann, L. / Gerlach, K.*: Einkommensfunktionen für Frauen und Männer mit individuellen und strukturellen Bestimmungsfaktoren, in: *Bellmann, L., Gerlach, K., Hübler, O. (Hrsg.): Lohnstruktur in der Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt / M., 1984, S. 190 ff.

- Bishop, J. / Carter, S.:* The worsening shortage of college graduates, in: *Educational Research and Policy*, Fall 1991
- Blackburn, M. L. / Bloom, D. E. / Freeman, R.:* An era of falling earnings and rising inequality. *Brookings Review*, Vol. 9, 1990 / 91, S. 38 ff.
- Blien, U. / Graef, F.:* Entropieoptimierungsverfahren in der empirischen Wirtschaftsforschung, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 208 / 4, 1991, S. 399 ff.
- Blien, U. / Reinberg, A. / Tessaring, M.:* Die Ermittlung der Übergänge zwischen Bildung und Beschäftigung. Methodische Werkzeuge und Ergebnisse der Bildungsgesamtrechnung des IAB, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 2, 1990, S. 181 ff.
- Bluestone, B. / Harrison, B.:* *The great U-turn: Corporate restructuring and the polarization of America*, New York, 1988
- Bound, J. / Johnson, G.:* Changes in the structure of wages in the 1980's: An evaluation of alternative explanations, in: *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, S. 371 ff.
- Clement, W. / Weißhuhn, G.:* Analyse der qualifikationsspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik Deutschland auf der Basis der Beschäftigtenstatistik 1974-77, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 1, 1982, S. 36 ff.
- Clement, W. / Tessaring, M. / Weißhuhn, G.:* Zur Entwicklung der qualifikationsspezifischen Einkommensrelationen in der Bundesrepublik Deutschland, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 2, 1980, S. 184 ff.
- Clement, W. / Tessaring, M. / Weißhuhn, G.:* Ausbildung und Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 80, Nürnberg 1983
- Cramer, U.:* Probleme der Genauigkeit der Beschäftigtenstatistik, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, 69. Jg., 1986, S. 56 ff.
- Davis, St. J. / Haltiwanger, J.:* Wage Dispersion between and within U.S. manufacturing plants, 1963-86. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1991, S. 115 ff.
- Freeman, R.:* The changing economic value of higher education in developed economies: A report to the OECD. National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 820, 1981
- Gerlach, K.:* A note on male-female wage differences in West Germany, in: *Journal of Human Resources*, Vol. 22, 1987, S. 584 ff.
- Hecker, D. E.:* Reconciling conflicting data on jobs for college graduates, in: *Monthly Labor Review*, July 1992, S. 3 ff.
- Hübler, O. / Gerlach, K.:* Individual earnings and the efficiency wage hypothesis, in: König, H. (ed.): *Economics of wage determination*, Heidelberg u. a. 1990, S. 105 ff.
- Katz, L. / Loveman, G.:* An international comparison of changes in the structure of wages: France, The United Kingdom, and the United States. Paper presented at the Universities Research Conference. National Bureau of Economic Research in Cambridge (MA), 10. / 11. April 1992
- Katz, L. / Murphy, K.:* Changes in the relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1992, S. 35 ff.



- Klemmer, P.*: Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung, in: Akademie für Raumforschung und Landesplanung (Hrsg.): Methoden der empirischen Regionalforschung (1. Teil), Hannover 1973, S. 117 ff.
- Krueger, A. B.*: How computers have changed the wage structure: Evidence from micro-data, 1984-89. Princeton University, 1991, mimeo
- Lewin, K. / Schacher, M.*: 12 Jahre nach Erwerb der Hochschulreife — der Studienberechtigtenjahrgang 1975 / 76 auf dem Weg zum Beruf bis 1988, HIS Kurzinformation A4, 1991, Hannover
- Lüdeke, R.*: Substitutionselastizitäten zwischen Arbeitskräften unterschiedlicher Bildungsqualifikationen: Alternative Interpretationen üblicher Schätzergebnisse, in: *Kyklos*, Vol. 31, 1978, S. 100 ff.
- Lüdeke, R.*: Mechanismen bildungsbedingter Einkommenssteigerungen von Individuen, in: *Clement, W.* (Hrsg.): Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Berlin 1981, S. 209 ff.
- Mincer, J.*: Human capital, technology, and the wage structure: What does the time series show? National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3581, 1991
- Murphy, K. / Welch, F.*: The role of international trade in wage differentials, in: *Kosters, M.* (ed.): Workers and their wages, Washington, D.C., 1991, S. 36 ff.
- Paass, G.*: Stochastic generation of a synthetic sample from marginal information, Arbeitspapiere der GMD, Nr. 308, St. Augustin 1988
- Prognos AG / Hofer, P.* u. a.: Arbeitslandschaft bis 2010 nach Umfang und Tätigkeitsprofilen; Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 131.2, Nürnberg 1989, S. 159 ff.
- Sahota, G. S.*: Personal income distribution theories of the mid-1970s, in: *Kyklos*, Vol. 30, 1977, S. 724 ff.
- Schultze, Ch. L.*: Microeconomic efficiency and nominal wage stickiness, in: *American Economic Review*, Vol. 75, 1985, S. 1 ff.
- Statistisches Bundesamt*: Statistisches Jahrbuch 1993 für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden 1993
- Teichler, U. / Buttgerit, M.* u. a.: Hochschulabsolventen im Beruf. Ergebnisse der dritten Befragung bei Absolventen der Kasseler Verlaufsstudie, Bad Honnef 1992
- Tessaring, M.*: Das duale System der Berufsausbildung in Deutschland: Attraktivität und Beschäftigungsperspektiven, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 2, 1993, S. 131 ff.
- Tessaring, M. / Reinberg, A. / Fischer, G.*: Bildung, Beschäftigung und Qualifikation in den alten Bundesländern. Bestände und Übergänge im Rahmen der Bildungsgesamtrechnung-West des IAB, in: *Fischer, G.* u. a. (Hrsg.): Bestand und Bewegung im Bildungs- und Beschäftigungssystem der Bundesrepublik Deutschland. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 170, Nürnberg 1993, S. 7 ff.
- Troll, L.*: Unschärfen bei der Erfassung des ausgeübten Berufs und Ansätze zur Verbesserung statistischer Nachweise, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 2, 1981, S. 163 ff.
- Wagner, J. / Lorenz, W.*: The earnings function and test, in: *Economic Letters*, Vol. 27, 1988, S. 95 ff.

Weißhuhn, G./Büchel, F.: Bildungsexpansion und Verteilung der Arbeitseinkommen — eine empirische Analyse mit Längsschnittdaten aus der Beschäftigtenstatistik. Vortrag für die Tagung des Bildungsökonomischen Ausschusses des Vereins für Socialpolitik in Passau am 10./11. Oktober 1991

## Anhang

### Anhang I

#### Durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit 1976 und 1989 nach Alter und beruflichem Ausbildungsabschluß in v. H.

	Männer				Frauen			
	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	NFQ	BAQ	FHQ	UNI
— 1976 —								
unter 16 Std.	0,9 %	0,3 %	0,5 %	1,8 %	7,1 %	4,9 %	7,0 %	8,7 %
16 - 25 Stunden	1,4 %	0,6 %	0,8 %	4,5 %	16,6 %	16,7 %	13,3 %	13,3 %
26 - 35 Stunden	1,0 %	0,5 %	0,9 %	6,2 %	8,1 %	6,8 %	7,1 %	17,4 %
36 - 45 Stunden	80,3 %	83,3 %	79,4 %	55,6 %	54,8 %	63,6 %	62,4 %	46,6 %
46 Std. u. mehr	16,4 %	15,2 %	18,4 %	31,8 %	13,4 %	8,2 %	10,2 %	14,0 %
Gesamt	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %
— 1989 —								
unter 16 Std.	2,3 %	0,5 %	0,6 %	1,3 %	9,4 %	5,7 %	5,6 %	9,4 %
16 - 25 Stunden	1,9 %	0,7 %	0,7 %	3,1 %	20,8 %	19,1 %	15,3 %	18,8 %
26 - 35 Stunden	2,1 %	0,8 %	1,3 %	2,7 %	9,1 %	7,1 %	4,7 %	10,9 %
36 - 45 Stunden	80,5 %	83,6 %	81,1 %	63,3 %	52,0 %	62,1 %	69,1 %	50,7 %
46 Std. u. mehr	13,3 %	14,4 %	16,4 %	29,5 %	8,6 %	5,9 %	5,2 %	10,2 %
Gesamt	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %	100,0 %

Quelle: Mikrozensus 1976 / 1989; NFQ = ohne Berufsausbildung; BAQ = mit Berufsausbildung; FHQ = mit Fachhochschulabschluß; UNI = mit Hochschul- / Universitätsabschluß.

## Anhang 2

**Die Entwicklung der Qualifikationsstruktur der Erwerbstätigen  
nach den Mikrozensen 1976-1989**

	MZ-76	MZ-78	MZ-80	MZ-82	MZ-85	MZ-87	MZ-89
m: NFQ	27,6%	23,3%	20,0%	20,9%	18,9%	17,6%	16,6%
m: BAQ	63,8%	67,3%	69,5%	68,2%	68,6%	69,1%	69,7%
m: FHQ	3,0%	3,2%	4,1%	3,9%	4,7%	5,1%	5,2%
m: UNI	5,6%	6,2%	6,4%	7,0%	7,7%	8,1%	8,5%
Männer	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
w: NFQ	46,9%	40,2%	37,6%	36,2%	30,8%	27,8%	25,5%
w: BAQ	47,9%	53,3%	55,2%	56,6%	61,2%	63,8%	65,5%
w: FHQ	0,9%	1,3%	1,4%	1,4%	1,9%	2,1%	2,2%
w: UNI	4,4%	5,3%	5,8%	5,8%	6,1%	6,4%	6,8%
Frauen	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
g: NFQ	34,8%	29,3%	26,3%	26,5%	23,3%	21,4%	19,9%
g: BAQ	57,9%	62,3%	64,3%	63,9%	65,9%	67,1%	68,1%
g: FHQ	2,2%	2,5%	3,1%	3,0%	3,7%	4,0%	4,1%
g: UNI	5,1%	5,9%	6,2%	6,6%	7,1%	7,5%	7,9%
Gesamt	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0	100,0%	100,0%

Anmerkungen und Quelle wie Anhang 1.

Anhang 3

Die Einkommensabstände\* der einzelnen Qualifikationsebenen zu den Ungelernten nach Geschlecht

	MZ-76	MZ-78	MZ-80	MZ-82	MZ-85	MZ-87	MZ-89
m: BAQ	13,7%	19,7%	16,6%	16,8%	14,6%	14,6%	13,3%
m: FHQ	88,7%	95,1%	86,3%	89,8%	84,5%	87,4%	87,0%
m: UNI	113,5%	116,2%	107,2%	104,3%	106,5%	109,0%	110,4%
<i>Männer</i>	13,1%	19,0%	16,2%	16,9%	15,9%	16,0%	15,8%
w: BAQ	20,4%	23,3%	18,5%	19,2%	18,4%	19,4%	21,0%
w: FHQ	72,2%	74,6%	67,0%	70,3%	69,1%	68,5%	71,0%
w: UNI	128,6%	123,2%	103,8%	112,2%	105,8%	96,7%	96,6%
<i>Frauen</i>	13,6%	15,7%	14,1%	14,6%	15,2%	17,1%	19,3%
g: BAQ	27,6%	27,8%	29,7%	27,2%	23,5%	23,7%	23,0%
g: FHQ	121,7%	112,9%	111,8%	114,0%	105,4%	107,0%	106,2%
g: UNI	129,4%	120,7%	118,0%	119,5%	117,4%	116,2%	116,5%
<i>Gesamt</i>	20,9%	21,7%	25,5%	23,8%	22,1%	23,2%	23,2%

\* Einkommensabstand (Qual) = (EK[qual]/EK [nfq] - 100).

Sonstige Anmerkungen und Quelle wie Anhang 1.

## Anhang 4

**Die relativen Quartilsabstände innerhalb der Qualifikationsgruppen  
Erwerbstätiger  $[(Q\ 75\% - Q\ 25\%)/Q\ 50\%]$**

	MZ-76	MZ-78	MZ-80	MZ-82	MZ-85	MZ-87	MZ-89
<i>m: NFQ</i>	0,46	0,45	0,39	0,42	0,40	0,40	0,42
<i>m: BAQ</i>	0,47	0,47	0,42	0,43	0,42	0,44	0,46
<i>m: FHQ</i>	0,45	0,48	0,49	0,49	0,50	0,52	0,49
<i>m: UNI</i>	0,34	0,56	0,56	0,57	0,60	0,58	0,49
<i>Männer</i>	0,54	0,53	0,49	0,49	0,53	0,54	0,55
<i>w: NFQ</i>	0,76	0,71	0,66	0,67	0,68	0,72	0,73
<i>w: BAQ</i>	0,65	0,60	0,64	0,65	0,62	0,61	0,62
<i>w: FHQ</i>	0,60	0,52	0,53	0,53	0,54	0,53	0,49
<i>w: UNI</i>	0,58	0,61	0,64	0,65	0,66	0,69	0,69
<i>Frauen</i>	0,71	0,67	0,67	0,70	0,67	0,66	0,67
<i>g: NFQ</i>	0,69	0,63	0,63	0,64	0,63	0,65	0,65
<i>g: BAQ</i>	0,54	0,52	0,54	0,52	0,50	0,51	0,52
<i>g: FHQ</i>	0,53	0,57	0,57	0,57	0,59	0,62	0,59
<i>g: UNI</i>	0,54	0,63	0,64	0,65	0,66	0,69	0,70
<i>Gesamt</i>	0,62	0,60	0,61	0,60	0,59	0,59	0,61

Anmerkungen und Quelle wie Anhang 1.

Anhang 5

Die Entwicklung der Berufsanfängerzahl nach Qualifikation und Geschlecht 1975-1988

Jahr	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	Gesamt
<i>Männer</i>					
1975	97 522	241 924	12 853	27 456	379 755
1976	121 428	269 728	13 806	32 161	437 123
1977	123 581	253 313	14 989	32 375	424 258
1978	122 309	246 118	16 195	34 752	419 374
1979	129 579	253 298	16 613	35 782	435 272
1980	136 199	260 542	14 607	29 285	440 633
1981	143 330	277 369	14 038	28 886	463 623
1982	145 613	260 484	12 503	28 757	447 357
1983	145 738	254 419	13 242	27 228	440 627
1984	155 077	268 579	16 682	30 455	470 793
1985	154 277	286 214	19 879	33 463	493 833
1986	155 868	292 719	20 424	35 655	504 666
1987	156 482	283 007	20 876	36 380	496 745
1988	150 321	270 448	22 686	33 339	476 794
<i>Frauen</i>					
1975	79 940	167 612	4 113	20 206	271 871
1976	86 764	175 208	4 539	22 963	289 474
1977	89 816	168 938	4 766	20 692	284 212
1978	91 872	166 753	4 450	21 863	284 938
1979	92 318	183 376	4 845	20 837	301 376
1980	91 252	196 483	5 177	20 123	313 035
1981	82 987	209 622	5 938	19 464	318 011
1982	83 389	208 919	6 775	22 063	321 146
1983	79 514	204 106	7 503	23 691	314 814
1984	79 608	212 996	8 282	25 155	326 041
1985	84 795	224 418	9 270	26 412	344 895
1986	80 297	242 261	9 842	29 079	361 479
1987	74 676	236 387	8 824	29 119	349 006
1988	66 598	222 817	10 143	29 507	329 065
<i>Männer + Frauen</i>					
1975	177 462	409 536	16 966	47 662	651 626
1976	208 192	444 936	18 345	55 124	726 597
1977	213 397	422 251	19 755	53 067	708 470
1978	214 181	412 871	20 645	56 615	704 312
1979	221 897	436 674	21 458	56 619	736 648
1980	227 451	457 025	19 784	49 408	753 668
1981	226 317	486 991	19 976	48 350	781 634
1982	229 002	469 403	19 278	50 820	768 503
1983	225 252	458 525	20 745	50 919	755 441
1984	234 685	481 575	24 964	55 610	796 834
1985	239 072	510 632	29 149	59 875	838 728
1986	236 165	534 980	30 266	64 734	866 145
1987	231 158	519 394	29 700	65 499	845 751
1988	216 919	493 265	32 829	62 846	805 859

(Abkürzungen s. Anh. 1).

Quelle: IAB / BGR.

## Anhang 6

Die Qualifikationsstruktur der Berufsanfänger nach Geschlecht  
1975-1988

Jahr	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	Gesamt
<i>Männer</i>					
1975	25,7%	63,7%	3,4%	7,2%	100,0%
1976	27,8%	61,7%	3,2%	7,4%	100,0%
1977	29,1%	59,7%	3,5%	7,6%	100,0%
1978	29,2%	58,7%	3,9%	8,3%	100,0%
1979	29,8%	58,2%	3,8%	8,2%	100,0%
1980	30,9%	59,1%	3,3%	6,6%	100,0%
1981	30,9%	59,8%	3,0%	6,2%	100,0%
1982	32,5%	58,2%	2,8%	6,4%	100,0%
1983	33,1%	57,7%	3,0%	6,2%	100,0%
1984	32,9%	57,0%	3,5%	6,5%	100,0%
1985	31,2%	58,0%	4,0%	6,8%	100,0%
1986	30,9%	58,0%	4,0%	7,1%	100,0%
1987	31,5%	57,0%	4,2%	7,3%	100,0%
1988	31,5%	56,7%	4,8%	7,0%	100,0%
<i>Frauen</i>					
1975	29,4%	61,7%	1,5%	7,4%	100,0%
1976	30,0%	60,5%	1,6%	7,9%	100,0%
1977	31,6%	59,4%	1,7%	7,3%	100,0%
1978	32,2%	58,5%	1,6%	7,7%	100,0%
1979	30,6%	60,8%	1,6%	6,9%	100,0%
1980	29,2%	62,8%	1,7%	6,4%	100,0%
1981	26,1%	65,9%	1,9%	6,1%	100,0%
1982	26,0%	65,1%	2,1%	6,9%	100,0%
1983	25,3%	64,8%	2,4%	7,5%	100,0%
1984	24,4%	65,3%	2,5%	7,7%	100,0%
1985	24,6%	65,1%	2,7%	7,7%	100,0%
1986	22,2%	67,0%	2,7%	8,0%	100,0%
1987	21,4%	67,7%	2,5%	8,3%	100,0%
1988	20,2%	67,7%	3,1%	9,0%	100,0%
<i>Männer + Frauen</i>					
1975	27,2%	62,8%	2,6%	7,3%	100,0%
1976	28,7%	61,2%	2,5%	7,6%	100,0%
1977	30,1%	59,6%	2,8%	7,5%	100,0%
1978	30,4%	58,6%	2,9%	8,0%	100,0%
1979	30,1%	59,3%	2,9%	7,7%	100,0%
1980	30,2%	60,6%	2,6%	6,6%	100,0%
1981	29,0%	62,3%	2,6%	6,2%	100,0%
1982	29,8%	60,7%	2,5%	6,6%	100,0%
1983	29,8%	60,7%	2,7%	6,7%	100,0%
1984	29,5%	60,4%	3,1%	7,0%	100,0%
1985	28,5%	60,9%	3,5%	7,1%	100,0%
1986	27,3%	61,8%	3,5%	7,5%	100,0%
1987	27,3%	61,4%	3,5%	7,7%	100,0%
1988	26,9%	61,2%	4,1%	7,8%	100,0%

(Abkürzungen s. Anh. 1).

Quelle: IAB / BGR.



## Anhang 7

**Die Entwicklung der Durchschnittseinkommen (MEDIAN) von Berufsanfängern  
(in DM [Netto] / Monat) nach Geschlecht**

Jahr	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	Gesamt
<i>Männer</i>					
1975	705	998	1 698	1 800	940
1976	713	1 049	1 757	1 873	981
1977	729	1 099	1 853	1 945	1 024
1978	805	1 138	1 981	2 154	1 091
1979	885	1 204	2 071	2 362	1 170
1980	879	1 261	2 116	2 395	1 207
1981	884	1 334	2 172	2 402	1 265
1982	957	1 374	2 209	2 526	1 317
1983	1 006	1 414	2 309	2 651	1 366
1984	1 066	1 471	2 351	2 759	1 435
1985	1 049	1 505	2 369	2 753	1 461
1986	1 008	1 531	2 439	2 672	1 474
1987	1 117	1 599	2 477	2 812	1 545
1988	1 216	1 671	2 589	2 996	1 623
<i>Frauen</i>					
1975	607	769	1 201	1 563	721
1976	638	834	1 249	1 572	784
1977	668	901	1 313	1 580	844
1978	746	947	1 390	1 632	899
1979	825	988	1 460	1 691	951
1980	792	1 041	1 563	1 750	977
1981	767	1 094	1 637	1 768	1 011
1982	802	1 120	1 689	1 807	1 046
1983	820	1 128	1 740	1 857	1 063
1984	871	1 178	1 767	1 930	1 122
1985	911	1 212	1 762	1 901	1 165
1986	925	1 250	1 739	1 874	1 205
1987	931	1 306	1 855	1 922	1 252
1988	955	1 374	1 966	2 032	1 315
<i>Männer + Frauen</i>					
1975	654	901	1 567	1 742	833
1976	675	950	1 603	1 768	887
1977	699	998	1 677	1 796	939
1978	774	1 040	1 795	1 930	999
1979	854	1 091	1 877	2 065	1 062
1980	833	1 151	1 946	2 108	1 090
1981	825	1 218	2 003	2 123	1 133
1982	877	1 252	2 021	2 197	1 182
1983	911	1 277	2 082	2 282	1 221
1984	964	1 334	2 102	2 391	1 290
1985	982	1 363	2 118	2 398	1 322
1986	973	1 392	2 149	2 358	1 348
1987	1 025	1 456	2 224	2 464	1 409
1988	1 083	1 530	2 347	2 631	1 486

(Abkürzungen s. Anh. 1).

Quelle: IAB / BGR.

## Anhang 8

**Die Entwicklung der Einkommensabstände von Berufsanfängern  
(nach Qualifikationsgruppen) zur Ebene der NFQ**

Jahr	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	Gesamt
<i>Männer</i>					
1975	0,0 %	41,6 %	140,9 %	155,3 %	33,3 %
1976	0,0 %	47,1 %	146,4 %	162,7 %	37,6 %
1977	0,0 %	50,8 %	154,2 %	166,8 %	40,5 %
1978	0,0 %	41,4 %	146,1 %	167,6 %	35,5 %
1979	0,0 %	36,0 %	134,0 %	166,9 %	32,2 %
1980	0,0 %	43,5 %	140,7 %	172,5 %	37,3 %
1981	0,0 %	50,9 %	145,7 %	171,7 %	43,1 %
1982	0,0 %	43,6 %	130,8 %	163,9 %	37,6 %
1983	0,0 %	40,6 %	129,5 %	163,5 %	35,8 %
1984	0,0 %	38,0 %	120,5 %	158,8 %	34,6 %
1985	0,0 %	43,5 %	125,8 %	162,4 %	39,3 %
1986	0,0 %	51,9 %	142,0 %	165,1 %	46,2 %
1987	0,0 %	43,2 %	121,8 %	151,7 %	38,3 %
1988	0,0 %	37,4 %	112,9 %	146,4 %	33,5 %
<i>Frauen</i>					
1975	0,0 %	26,7 %	97,9 %	157,5 %	18,8 %
1976	0,0 %	30,7 %	95,8 %	146,4 %	22,9 %
1977	0,0 %	34,9 %	96,6 %	136,5 %	26,3 %
1978	0,0 %	26,9 %	86,3 %	118,8 %	20,5 %
1979	0,0 %	19,8 %	77,0 %	105,0 %	15,3 %
1980	0,0 %	31,4 %	97,3 %	121,0 %	23,4 %
1981	0,0 %	42,6 %	113,4 %	130,5 %	31,8 %
1982	0,0 %	39,7 %	110,6 %	125,3 %	30,4 %
1983	0,0 %	37,6 %	112,2 %	126,5 %	29,6 %
1984	0,0 %	35,2 %	102,9 %	121,6 %	28,8 %
1985	0,0 %	33,0 %	93,4 %	108,7 %	27,9 %
1986	0,0 %	35,1 %	88,0 %	102,6 %	30,3 %
1987	0,0 %	40,3 %	99,2 %	106,4 %	34,5 %
1988	0,0 %	43,9 %	105,9 %	112,8 %	37,7 %
<i>Männer + Frauen</i>					
1975	0,0 %	37,8 %	139,6 %	166,4 %	27,4 %
1976	0,0 %	40,7 %	137,5 %	161,9 %	31,4 %
1977	0,0 %	42,8 %	139,9 %	156,9 %	34,3 %
1978	0,0 %	34,4 %	131,9 %	149,4 %	29,1 %
1979	0,0 %	27,8 %	119,8 %	141,8 %	24,4 %
1980	0,0 %	38,2 %	133,6 %	153,1 %	30,9 %
1981	0,0 %	47,6 %	142,8 %	157,3 %	37,3 %
1982	0,0 %	42,8 %	130,4 %	150,5 %	34,8 %
1983	0,0 %	40,2 %	128,5 %	150,5 %	34,0 %
1984	0,0 %	38,4 %	118,0 %	148,0 %	33,8 %
1985	0,0 %	38,8 %	115,7 %	144,2 %	34,6 %
1986	0,0 %	43,1 %	120,9 %	142,3 %	38,5 %
1987	0,0 %	42,0 %	117,0 %	140,4 %	37,5 %
1988	0,0 %	41,3 %	116,7 %	142,9 %	37,2 %

(Abkürzungen s. Anh. 1).

Quelle: IAB / BGR.

Anhang 9

Die relativen Quartilsabstände innerhalb der Qualifikationsgruppen von Berufsanfängern nach Geschlecht

Jahr	NFQ	BAQ	FHQ	UNI	Gesamt
<i>Männer</i>					
1975	68,4%	48,3%	43,2%	49,2%	56,2%
1976	74,6%	47,9%	41,4%	50,3%	56,3%
1977	79,8%	47,6%	39,6%	51,6%	56,5%
1978	80,6%	51,1%	39,4%	48,8%	57,4%
1979	80,8%	53,2%	39,6%	47,5%	57,4%
1980	85,8%	50,8%	38,4%	48,2%	57,5%
1981	89,8%	47,9%	38,1%	49,9%	56,5%
1982	86,5%	45,9%	38,9%	52,3%	55,1%
1983	85,7%	44,0%	38,4%	53,5%	54,0%
1984	84,3%	41,2%	38,1%	54,0%	51,1%
1985	88,3%	40,6%	38,7%	54,0%	51,5%
1986	94,1%	40,6%	39,4%	55,5%	52,8%
1987	89,8%	39,2%	39,8%	54,7%	52,1%
1988	86,1%	37,9%	40,2%	53,8%	51,0%
<i>Frauen</i>					
1975	64,7%	63,3%	45,3%	49,1%	66,0%
1976	68,3%	52,3%	44,4%	49,6%	59,8%
1977	71,4%	42,8%	43,6%	50,2%	54,5%
1978	60,5%	45,8%	38,8%	51,4%	52,7%
1979	51,6%	47,7%	35,1%	52,2%	50,8%
1980	62,4%	46,3%	35,9%	53,3%	53,1%
1981	73,3%	44,8%	37,4%	54,0%	54,3%
1982	72,6%	45,8%	37,2%	55,2%	54,6%
1983	73,5%	48,0%	37,6%	56,1%	56,3%
1984	71,1%	47,4%	36,8%	56,9%	54,4%
1985	70,9%	44,5%	39,6%	56,2%	51,9%
1986	72,1%	42,6%	41,3%	55,3%	50,1%
1987	75,1%	41,1%	39,6%	61,3%	50,4%
1988	76,4%	40,4%	38,7%	65,9%	50,3%
<i>Männer + Frauen</i>					
1975	66,1%	55,3%	44,0%	47,1%	60,9%
1976	71,0%	51,6%	44,0%	47,7%	58,9%
1977	75,0%	48,5%	43,7%	48,7%	57,4%
1978	71,6%	50,4%	42,3%	50,3%	57,1%
1979	68,1%	51,5%	41,4%	52,1%	56,3%
1980	75,6%	49,9%	39,9%	52,5%	57,7%
1981	82,3%	48,3%	39,4%	53,5%	58,4%
1982	80,6%	47,8%	38,7%	55,6%	57,0%
1983	80,7%	47,7%	38,2%	57,2%	56,6%
1984	79,3%	46,0%	37,6%	58,6%	54,0%
1985	80,2%	44,5%	40,7%	59,0%	52,6%
1986	83,1%	43,6%	43,6%	59,4%	52,0%
1987	82,9%	42,2%	42,2%	63,0%	52,0%
1988	82,2%	40,8%	40,9%	65,3%	51,1%

(Abkürzungen s. Anh. 1).

\*  $Q = (Q75\% - Q25\%) / Q50\%$ .

Quelle: IAB / BGR.

*Anhang 10***Mediane, unterer und oberer Quartilspunkt des Einkommens  
vollzeitbeschäftigter Männer 1974-1987**

		Q <sub>25</sub>	Q <sub>50</sub>	Q <sub>75</sub>
74	1	17 089	20 690	21 102
	2	22 264	23 923	27 853
	3	28 208	28 818	29 429
	4	28 362	28 939	29 516
75	1	18 175	21 691	25 265
	2	21 277	25 200	29 767
	3	32 072	32 735	33 398
	4	32 262	32 853	33 444
76	1	18 800	22 913	26 696
	2	22 323	26 574	31 757
	3	34 366	36 532	37 297
	4	36 060	36 714	37 373
77	1	20 067	24 309	28 475
	2	24 035	28 567	33 904
	3	36 698	40 375	41 213
	4	38 943	40 805	41 516
78	1	21 038	25 545	29 893
	2	25 134	29 932	36 193
	3	38 473	44 024	45 042
	4	41 041	44 417	45 220
79	1	22 650	27 467	32 209
	2	27 075	32 154	38 352
	3	40 632	46 187	48 753
	4	45 864	50 341	51 177
80	1	24 465	29 279	34 029
	2	28 872	34 024	40 966
	3	43 021	49 748	50 992
	4	45 864	50 341	51 177
81	1	25 744	30 909	35 905
	2	30 456	36 022	43 064
	3	45 313	52 179	52 973
	4	48 500	52 844	53 028
82	1	27 086	32 263	37 295
	2	31 545	37 116	45 560
	3	47 192	55 041	56 873
	4	51 018	56 295	57 151

## Anhang 10 (Fortsetzung)

		Q <sub>25</sub>	Q <sub>50</sub>	Q <sub>75</sub>
83	1	28 000	33 113	38 246
	2	32 419	38 110	46 103
	3	49 905	57 612	59 017
	4	52 500	58 429	59 266
84	1	20 067	24 309	28 475
	2	24 035	28 567	33 904
	3	36 698	40 375	41 213
	4	38 943	40 805	41 516
85	1	21 038	25 545	29 893
	2	25 134	29 932	36 193
	3	38 473	44 024	45 042
	4	41 041	44 417	45 220
86	1	30 156	36 489	43 019
	2	35 368	42 207	52 800
	3	55 400	66 207	67 116
	4	59 412	66 450	67 236
87	1	30 893	37 340	44 211
	2	36 167	43 288	54 000
	3	57 308	68 008	69 016
	4	61 037	68 313	69 163

## Anhang 11

## Zur Berechnung von Bildungsrenditen aus Einkommensfunktionen

- Variablen:  $\ln Y$  = logarithmiertes Bruttoeinkommen  
 $S$  = Schuldauer  
 $EX$  = potentielle Berufserfahrung  
 $D_1$  = 1, wenn Person zur  $i$ -ten Qualifikationsgruppe gehört  
 0 sonst  
 $u, v$  = Störvariablen  
 $\alpha, \beta$  = Regressionskoeffizienten  
 $d_{ij}$  = Differenz der Länge zweier (Aus)bildungsgänge  $i$  und  $j$

Regressionsmodelle:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + u$$

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 EX + \alpha_4 EX^2 + v$$

*Bildungsrendite im Schooling-Modell*

$$\begin{aligned}\frac{Y}{S} &= \beta_1 \exp(\ln Y) = \beta_1 Y \\ &= \frac{\delta Y}{\delta S} \frac{1}{Y} = \beta_1\end{aligned}$$

*Bildungsrendite im Dummyvariablen-Modell*

Der Einkommenszuwachs in der Gruppe 1 im Vergleich zur Gruppe 0 („Standardgruppe“) bezogen auf das Einkommen der Gruppe 0 beträgt

$$g_1 = \frac{Y_1 - Y_0}{Y_0} = \frac{Y_1}{Y_0} - 1 = \frac{\exp(\alpha_0 + \alpha_1)}{\exp(\alpha_0)} - 1$$

Bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Bildungsdauern ergibt sich

$$g_1^* = \exp(\alpha_1 / d_{10}) - 1$$

Der Einkommenszuwachs in der Gruppe 2 im Vergleich zur Gruppe 1 bezogen auf das Einkommen der Gruppe 1 beträgt

$$\begin{aligned}g_2 &= \frac{Y_2 - Y_1}{Y_1} = \frac{Y_2}{Y_1} - 1 = \frac{\exp(\alpha_0 + \alpha_2)}{\exp(\alpha_0 + \alpha_1)} - 1 \\ &= \exp(\alpha_2 + \alpha_1) - 1\end{aligned}$$

Bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Bildungsdauern ergibt sich

$$g_2^* = \exp\left(\frac{\alpha_2 - \alpha_1}{d_{21}}\right) - 1$$