

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Johannes Schwarze

Ausbildung und Einkommen von Männern

24. Jg./1991

**1**

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

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

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

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

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

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

### **Herausgeber**

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

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

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

### **Redaktion**

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

### **Rechte**

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

### **Herstellung**

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

### **Verlag**

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

### **Bezugsbedingungen**

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

### **Zitierweise:**

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

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

# Ausbildung und Einkommen von Männern

## Einkommensfunktionsschätzungen für die ehemalige DDR und die Bundesrepublik Deutschland

Johannes Schwarze, Berlin\*

Wie lohnend war Ausbildung in der zentral geleiteten Volkswirtschaft der DDR und inwiefern sind Unterschiede zur Bundesrepublik feststellbar? Dies sind die zentralen Fragen des vorliegenden Beitrags. Für beide ehemaligen deutschen Staaten werden die Ergebnisse vergleichbarer Einkommensfunktionsschätzungen vorgestellt, die auf der Basis der Humankapitaltheorie entwickelt werden.

Die Schätzungen beruhen auf der Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR von 1988 und dem Sozio-ökonomischen Panel 1989 für die Bundesrepublik Deutschland. Die wichtigsten Ergebnisse in Kürze:

- Es wird gezeigt, daß die geschätzte Einkommensfunktion auch für die DDR gültig war.
- Indes sind signifikante Unterschiede zur früheren Bundesrepublik feststellbar. Die Ausbildungsrendite war mit 5,6% deutlich geringer als in der Bundesrepublik mit 8%.
- Der Schätzansatz vermag nur etwa ein Drittel der gesamten Einkommensvarianz in der DDR zu erklären. Dies erfordert weitergehende Analysen des Lohnbildungsprozesses in planwirtschaftlichen Systemen.

### Gliederung

- 0 Problemstellung
- 1 Theoretische Vorbemerkungen
  - 1.1 Die Humankapitaltheorie und ihre Anwendung auf die DDR
  - 1.2 Operationalisierung
- 2 Datenbasis
- 3 Ökonometrische Spezifizierung
  - 3.1 Beschreibung des Schätzansatzes
  - 3.2 Operationalisierung vergleichbarer Ausbildungszeiten
  - 3.3 Test auf Gleichheit der Koeffizienten
- 4 Ergebnisse
  - 4.1 Vergleich für verschiedene Skalierungen der Ausbildungsdauern in der Bundesrepublik
  - 4.2 Vergleich der Ergebnisse für die Bundesrepublik und die DDR
- 5 Zusammenfassung und Ausblick
- Anhang
- Literaturverzeichnis

### 0 Problemstellung

Wie lohnend war Ausbildung in der zentral geleiteten Volkswirtschaft der DDR und inwiefern sind Unterschiede zur Bundesrepublik feststellbar<sup>1</sup>? Dies sind die zentralen Fragen des vorliegenden Beitrags. Die Untersuchung

basiert auf einem in der westlichen Literatur weit verbreiteten theoretischen Ansatz zur Erklärung individueller Arbeitseinkommen: dem Humankapitalansatz, der die Qualifikation und beruflichen Fähigkeiten, gemessen an den Ausbildungsjahren der Beschäftigten, in den Mittelpunkt rückt.

In den vergangenen Jahren waren empirische Analysen gesellschaftspolitischer Prozesse auf der Basis von Mikrodaten für die DDR nicht möglich. Dies hat sich jedoch mit den politischen Umwälzungsprozessen vom November 1989 geändert. Neben Daten, die vor allem die aktuelle Entwicklung beschreiben, sind jetzt auch anonymisierte Mikrodaten verfügbar, mit denen sich gesellschaftspolitische Prozesse in der früheren DDR analysieren lassen. Die hier vorgestellten Einkommensschätzungen basieren auf der Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten in der DDR vom August 1988 (im folgenden AAE) und dem Sozio-ökonomischen Panel 1989 (SOEP) für die Bundesrepublik Deutschland<sup>2</sup>.

Im ersten Abschnitt wird das Konzept des Humankapitalansatzes kurz skizziert und insbesondere der Frage nachgegangen, inwiefern die Voraussetzungen dieses Ansatzes eine Anwendung auf zentral verwaltete Wirtschaftssysteme erlauben. Im zweiten Abschnitt werden die schon erwähnten Mikrodatensätze vorgestellt. Die Ökonometrische Spezifizierung des Modells ist Gegenstand des dritten Abschnittes. Hier ist auch eine vergleichbare Operationalisierung der verwendeten Einflußgrößen, insbesondere der Schul- und Berufsausbildung zu diskutieren. In Abschnitt vier schließlich, werden die Ergebnisse vorgestellt und erläutert.

### I Theoretische Vorbemerkungen

#### 1.1 Die Humankapitaltheorie und ihre Anwendung auf die DDR

Die Humankapitaltheorie in ihrer heutigen Form entwickelte sich aus den grundlegenden Arbeiten von Becker (1975) und Mincer (1974). Es würde an dieser Stelle zu weit führen, den teilweise sehr formalisierten theoretischen Ansatz ausführlich zu diskutieren<sup>3</sup>. Aufgrund der in der

\* Dr. Johannes Schwarze, Diplom-Volkswirt, ist Mitarbeiter der Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

<sup>1</sup> Für erste Ergebnisse vgl. Gornig und Schwarze (1990).

<sup>2</sup> Das SOEP wurde im Juni 1990 auch auf das Gebiet der ehemaligen DDR ausgedehnt (vgl. dazu Schupp und Wagner 1990).

<sup>3</sup> Vgl. dazu insbesondere die Arbeit von Mincer (1974).

Realität selten erfüllten Prämissen wird die resultierende Schätzgleichung in empirischen Arbeiten ohnehin als eine approximative Verdienstfunktion interpretiert. Hier sollen lediglich die Grundidee des Ansatzes sowie seine wichtigsten Prämissen kurz skizziert werden.

Die Humankapitaltheorie ist in den Rahmen des neoklassischen Marktmodells einzuordnen, d. h., auch für sie gelten die grundlegenden Annahmen des neoklassischen Paradigmas, u. a. die Bestimmung des Arbeitslohns nach der Grenzproduktivität. Die Neoklassik betrachtet den Produktionsfaktor Arbeit als homogen und somit als voll substituierbar und in der Menge variabel. Diese Annahme wurde – zu Recht – als völlig unhaltbar erkannt; mit geeigneten zusätzlichen Prämissen ist allerdings eine neoklassische Theorie des Arbeitsmarktes möglich. Hier setzt die Humankapitaltheorie an. Grundaussage des Ansatzes ist, daß die Produktivität der Arbeitskräfte vom Umfang der Investitionen in Humankapital – formale Ausbildung und berufliche Fähigkeiten – abhängig ist. Investitionen in Humankapital führen dann, bedingt durch die Entlohnung nach der Grenzproduktivität, zu höheren individuellen Erwerbseinkommen.

Bildungsaufwendungen werden also als Investitionen in der Gegenwart betrachtet, die zum Ziel haben, die individuelle Einkommenskapazität in der Zukunft zu erhöhen. Maximiert wird der Erwartungswert des Lebenseinkommens, wobei sich der Akteur für die Bildungsaktivität mit der höchsten Ertragsrate entscheidet. Argumentiert man mit dem Grenzkostenkalkül, investiert der Akteur also so lange in zusätzliche Bildung, bis die dafür anfallenden Kosten – direkte Kosten sowie entgangenes Erwerbseinkommen – gleich sind den durch Bildung zusätzlich zu erwartenden abdiskontierten Erträgen (Einkommenszuwachsen).

Die Investitionen in Humankapital – also die Nachfrage nach Bildung – werden begrenzt durch die abnehmenden Grenzerträge. Dies folgt zum einen aus dem Ansatz selbst: der Zeitraum zur Realisierung der Erträge aus Bildungsinvestitionen vermindert sich mit zunehmendem Alter. Mit steigendem Einkommen wachsen die Opportunitätskosten von Bildung, die Rentabilität von Investitionen in Humankapital nimmt somit ab. Zum anderen wird die Nachfrage nach Bildung auch durch persönliche Restriktionen begrenzt (vgl. z. B. Dworschak 1986, S. 52): mit zunehmenden Investitionen in Humankapital sinkt der Grenzertrag, bedingt durch eine nur begrenzte Gedächtnis- und körperliche Leistungsfähigkeit.

Auf den ersten Blick erscheint die Humankapitaltheorie zur Erklärung der individuellen Arbeitseinkommen in der vergangenen DDR als wenig geeignet. Allein der neoklassische Rahmen, in den das Modell eingebettet ist, steht konträr zu den Prinzipien einer zentral gelenkten Wirtschaft. Der Ansatz setzt ja u. a. voraus, daß die Investitionsentscheidungen auf individueller Ebene getroffen werden. Eine weitere wichtige Voraussetzung ist, daß keinerlei Restriktionen bezüglich der Arbeitsnachfrageseite vorliegen.

Die westlichen Industrieländer für die der Humankapitalansatz in zahlreichen Untersuchungen empirisch getestet worden ist – vgl. für einen Überblick die Arbeit von Psacharopoulos (1985) – kommen zwar von der Konzeption ihrer Wirtschaftssysteme her dem neoklassischen Marktmodell näher. Strenggenommen erfüllen sie jedoch die Mehrzahl der für die Humankapitaltheorie gesetzten Voraussetzungen nicht. Die Verhaltensweisen der Individuen sind geprägt von Unsicherheit, hohen Informationskosten, Restriktionen durch die Arbeitsnachfrageseite, institutionellen Einflüssen u. a. Auch das Investitionsverhalten bezüglich ihres Humankapitals wird dadurch beeinträchtigt. So führt beispielsweise die Existenz von Tarifparteien zu einer tendenziellen Nivellierung der Lohnstruktur und letztendlich dazu, daß sich die Barwerte von Investitionen in Humankapital und den Erträgen nicht immer ausgleichen<sup>4</sup>.

In der Literatur ist man sich dieser Einschränkungen wohl bewußt, wobei dann auch oft von der reinen modelltheoretischen Betrachtung abgesehen wird. Statt dessen werden auf der Humankapitaltheorie basierende Einkommensfunktionen als eine von möglichen „Verdienstfunktionen“ geschätzt<sup>5</sup>. Blinder (1976, S. 17) spricht etwa von einem eher „eklektischen“ Ansatz.

In diesem Sinn kann der Humankapitalansatz auch auf zentral gelenkte Wirtschaftssysteme wie z. B. die alte DDR angewendet werden. Ein dennoch entscheidender Unterschied zu marktwirtschaftlichen Systemen besteht aber darin, daß in zentral verwalteten Systemen die „Nachfrage“ nach Bildung und ihr Einsatz im Produktionsprozeß weitgehend geplant und vorgegeben ist und so der individuelle Entscheidungsspielraum eingeengt ist. Der investive Charakter von Bildung mit dem Ziel, die Produktivität zu steigern, gilt aber auch in diesen Systemen. Zudem müssen die „geplanten“ Bildungsentscheidungen der Individuen entsprechend entlohnt werden, um Anreize zu schaffen, die getätigten Investitionen auch entsprechend zu verwerten. Insgesamt dürften aber vergleichsweise geringere Ertragsraten zu erwarten sein. Diese Tendenz wird auch durch das theoretische Argument verstärkt, daß die Opportunitätskosten von Bildung – insbesondere die direkten Kosten für die Ausbildung, aber auch die Höhe der entgangenen Einkommen – schon aus ideologischen Gründen, in zentral verwalteten Systemen generell geringer ausfallen dürften.

Eine Voraussetzung, die in den westlichen Industrieländern nur eingeschränkt erfüllt ist, war für die DDR eher gegeben: Die Planbarkeit und Kenntnis des Berufsverlaufs über einen längeren Zeitraum. Auch wenn die individuellen Gestaltungsmöglichkeiten nur begrenzt waren, so waren der Rahmen der beruflichen Entwicklung und – das ist ja für den Humankapitalansatz von Bedeutung – die Einkommensentwicklung abschätzbar. In diesem Zusammenhang sind auch Beschäftigungsrisiken, die es – zumindest in der bei uns bekannten Form – in der „alten“ DDR nicht gab, von Bedeutung.

## 1.2 Operationalisierung

Das Grundmodell der Humankapitaltheorie wird ergänzt um postschulische Ausbildungsaktivitäten, die berücksichtigen, daß die Individuen auch nach Abschluß der formalen Ausbildung durch die Aneignung betriebs- und arbeitsplatzspezifischer Fähigkeiten in ihr Humankapital investieren. Im einfachen Schätzansatz der Humankapitaltheorie

<sup>4</sup> Es gibt allerdings Versuche, den Humankapitalansatz in geeigneter Weise zu modifizieren. Für das Beispiel von Beschäftigungsrisiken vgl. neuerdings Löwenbein (1989).

<sup>5</sup> Sie wird nicht zuletzt deshalb gewählt, weil sie trotz „sparsamer“ Modellierung einen erstaunlich hohen Anteil der Einkommensvarianz zu erklären vermag.

wird dieser Tatsache durch die Aufnahme der Jahre der Berufserfahrung Rechnung getragen. Hinzugefügt wird der quadrierte Term der Berufserfahrung, der berücksichtigt, daß die Rendite der Humankapitalinvestitionen aus erwähnten Gründen mit der Zeit zurückgeht.

Aus der hier nicht dargestellten formalen Analyse ergibt sich ein direkt schätzbarer Ansatz (vgl. Mincer 1974, S. 83), dessen einfache Gestalt im übrigen wesentlich zur Popularität der Humankapitaltheorie beigetragen hat:

$$(1) \quad \ln(Y) = b_0 + b_1S + b_2E + b_3E^2 + u$$

mit dem logarithmierten Einkommen als abhängiger Variable, der Dauer der formalen Ausbildung  $S$  und den Jahren der Berufserfahrung  $E$ .  $u$  kennzeichnet die Störgröße,  $b_0$  bis  $b_3$  die zu schätzenden Koeffizienten, welche den relativen Einkommenszuwachs pro Jahr Ausbildung bzw. Berufserfahrung angeben.

## 2 Datenbasis

Durch die Umwälzungsprozesse in der DDR wurden in zunehmendem Maße auch zuvor geheimgehaltene Daten der Forschung zur Verfügung gestellt. Dies gilt insbesondere für anonymisierte Mikrodaten, die zuvor überhaupt nicht verfügbar waren; dazu zählt auch die Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten 1988 in der DDR (AAE)<sup>6</sup>. Diese Stichprobe wird für die hier vorgestellte Untersuchung verwendet.

Die Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR für das Jahr 1988 umfaßt rund 57 000 Einkommensbezieher in etwa 28 000 befragten Haushalten. Obwohl das Verfahren zur Gewinnung der Stichprobe nach westlichem Verständnis als eher ungewöhnlich zu bezeichnen ist (vgl. Krause und Schwarze 1990), kann ihre Verwendbarkeit für Strukturanalysen als gut eingeschätzt werden (vgl. dazu Schwarze et al. 1990). Datenbasis für die Bundesrepublik ist die sechste Welle des Sozio-ökonomischen Panels von 1989, auf das hier nicht näher eingegangen wird<sup>7</sup>.

## 3 Ökonometrische Spezifizierung 3.1

### Beschreibung des Schätzansatzes

Die Parameter der in Abschnitt 1.2 vorgestellten Einkommensgleichung (1) können mit einer OLS-Regression geschätzt werden, wobei die üblichen Voraussetzungen dieses Ansatzes als erfüllt angenommen werden. Sie sollen hier nicht überprüft werden (vgl. dazu aber Lorenz und

Wagner 1988). Ein Problem von Einkommensschätzungen auf der Basis von Querschnittdaten ist, daß die resultierenden Ergebnisse verzerrt sein können, wenn – ganz allgemein formuliert – die Heterogenität der Arbeitskräfte durch die Schätzgleichung nur unzureichend erfaßt wird. Wichtigste Ursache dafür ist, daß bestimmte, nicht oder nur schwer beobachtbare Einflußfaktoren in der Schätzgleichung nicht direkt berücksichtigt werden (können). In diesem Zusammenhang werden oft „individuelle Fähigkeiten“ oder – ganz allgemein – die „Intelligenz“ erwähnt. Aber auch die Heterogenität der Arbeitskräfte bezüglich ihrer Ausbildung und dem Einsatz am Arbeitsplatz sind derartig schwer meßbare Einflußfaktoren. Stichwort ist hier die „Überqualifikation“, die in der DDR aufgrund des formal hohen Ausbildungsniveaus der Bevölkerung eine nicht unbedeutende Rolle gespielt haben dürfte.

Ganz allgemein hat unbeobachtete Heterogenität zur Folge, daß die Annahme homoskedastischer Störgrößen nicht mehr erfüllt ist. Sind die nicht berücksichtigten Effekte mit den exogenen Variablen der Einkommensgleichung korreliert, dann sind die OLS-Schätzer für Koeffizienten und Varianzen verzerrt. Liegt keine Korrelation vor, werden lediglich die Koeffizienten konsistent geschätzt. Unbeobachtete Effekte können zwar bei Verfügbarkeit kombinierter Quer- und Längsschnittdaten – also Paneluntersuchungen – kontrolliert werden (vgl. z. B. Amemiya 1985), ein derartiger Datensatz ist für die DDR zum gegenwärtigen Zeitpunkt aber noch nicht verfügbar. Die angesprochene Problematik sollte bei der Interpretation der Ergebnisse aber im Auge behalten werden<sup>8</sup>.

Die den Einkommensschätzungen zugrundeliegende Population sind abhängig beschäftigte vollzeiterwerbstätige Männer im Alter bis zu 60 Jahren. Diese notwendigen Einschränkungen werden im weiteren Verlauf noch erläutert. Abhängige Variable ist das monatliche Bruttoerwerbseinkommen. Die Diskussion darüber, ob Brutto- oder Nettoeinkommen verwendet werden sollen, ist ausführlich geführt worden (vgl. für die Bundesrepublik z. B. Helberger 1984 oder Dworschak 1986, S. 65 ff.). Gegen die Verwendung des Nettoeinkommens spricht hier jedoch, daß die Abgabensysteme in beiden deutschen Staaten gänzlich unterschiedlich waren und z. T. ganz andere Akzente setzten.

Die Verwendung von Monatseinkommen erfordert die Kontrolle der geleisteten Arbeitszeit. Die exakte Information dazu liegt für die DDR aber nicht vor, deshalb werden Teilzeiterwerbstätige von vornherein ausgeschlossen<sup>9</sup>. Bekanntlich variiert die Arbeitszeit aber auch bei Vollzeiterwerbstätigen, wobei dies für die DDR nur eingeschränkt galt. Die regelmäßige wöchentliche Arbeitszeit betrug dort 43¾ Stunden; sie verringerte sich bei Arbeit im 2-Schicht-System auf 42 Stunden und im 3-Schicht-System auf 40 Stunden in der Woche. Ob Schichtarbeit geleistet wurde, ist aus den DDR-Daten ersichtlich, wobei jedoch nicht zwischen dem 2- bzw. 3-Schicht-System differenziert wird. Für die Bundesrepublik wird die (logarithmierte) wöchentliche Arbeitszeit zur Kontrolle verwendet.

Der „reine“ Humankapitalansatz in seiner einfachsten Form wird üblicherweise um einige individuelle soziodemographische Merkmale ergänzt, die sich in vielen empirischen Studien als relevant herausgestellt haben. Aus Gründen der Vergleichbarkeit können dabei nur Merkmale verwendet werden, die in beiden Datensätzen enthalten sind. Dazu gehört die berufliche Stellung. Die Bruttoeinkommen von Beamten – die es in der DDR nicht gab –

<sup>6</sup> Vgl. für eine ausführliche Beschreibung der AAE Krause und Schwarze (1990). Die Stichprobe steht im DIW (Berlin) und bei der Abteilung „Mikrodaten“ bei ZUMA (Mannheim) für Auswertungen zur Verfügung. Die hier vorgestellten Analysen im DIW erfolgten in Zusammenarbeit mit dem Lehrstuhl „Arbeitsökonomik“ der Hochschule für Ökonomie, Berlin-Karlshorst.

<sup>7</sup> Da die Feldarbeit für die Einkommensstichprobe in der DDR im September 1988 erfolgte und die Befragung für das Sozio-ökonomische Panel jeweils im Frühjahr durchgeführt wird, wurde die sechste Welle (1989) des Sozio-ökonomischen Panels ausgewählt. Zum Sozio-ökonomischen Panel vgl. Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ (1990).

<sup>8</sup> Für die Bundesrepublik zeigen Wagner und Lorenz (1989), daß die Ergebnisse eines solchen Ansatzes kaum von den Ergebnissen querschnittsbasierter Schätzungen abweichen.

<sup>9</sup> Diese spielt für Männer in der DDR keine, in der Bundesrepublik eine nur untergeordnete Rolle. Der Rahmen für Teilzeitbeschäftigung war in der DDR rechtlich fest vorgegeben und erstreckte sich auf Alters- und Invalidenrentner sowie Frauen mit besonderen familiären Verpflichtungen (vgl. auch Schwarze et al. 1990, S. 204).

sind mit den übrigen Arbeitseinkommen nur bedingt vergleichbar, da sie anderen Regelungen in der Sozialversicherung unterliegen. Angestellte unterscheiden sich insbesondere von Arbeitern durch ihre unterschiedlichen Lebens- einkommensprofile, die u. a. durch größere Qualifizierungs- und Beförderungsmöglichkeiten von Angestellten erklärt werden können (vgl. Helberger 1984). Ob dies auch für die DDR galt, kann nur vermutet werden. Jedoch unterlagen Angestellte in der DDR einer höheren Einkommensbesteuerung als Arbeiter, um – so der offizielle Sprachgebrauch – die verfügbaren Einkommen beider Gruppen einander anzugleichen. Das deutet aber darauf hin, daß, unabhängig von anderen Merkmalen, Angestellte höhere Bruttoeinkommen bezogen haben. In die Schätzgleichung für die DDR wird deshalb eine Dummyvariable für das Merkmal Angestellter, in der Bundesrepublik zusätzlich das Merkmal Beamter einbezogen. Referenzgruppe sind jeweils die Arbeiter.

Zusätzlich wird in beiden Schätzungen auch der Familienstand kontrolliert. Obwohl selten näher analysiert, kommen viele empirische Untersuchungen zu dem Ergebnis, daß verheiratete Männer – auch auf Bruttoebene – höhere Einkommen beziehen als unverheiratete (vgl. auch Helberger 1984). Eine Überlegung könnte sein, daß Unternehmen unabhängig von der Qualifikation und den beruflichen Fähigkeiten, die Beförderung von Mitarbeitern auch von einem stabilen familiären Umfeld abhängig machen, da sie darin einen zusätzlichen Produktivitätsfaktor sehen.

### 3.2 Operationalisierung vergleichbarer Ausbildungszeiten

Die adäquate Operationalisierung bzw. Skalierung der allgemeinbildenden und beruflichen Qualifikation ist für die vergleichende empirische Sozialforschung ein Problem besonderer Art. Die wichtigsten Dimensionen sind einerseits historisch gewachsene, unterschiedlich angelegte Ausbildungssysteme, andererseits die inhaltliche Bewertung der erworbenen Qualifikationen (vgl. zu dieser Problematik allgemein: Anweiler 1986). Hinzu kommt, wie adäquat die jeweiligen Qualifikationen gesamtwirtschaftlich genutzt, also im Produktionsprozeß eingesetzt werden. Je weniger dies der Fall ist, um so weniger aussagekräftig sind die geschätzten Ausbildungsrenditen.

Scheuer (1990, S. 67) zieht bei seinem Vergleich der beiden deutschen Bildungssysteme den Schluß, „daß – ungeachtet gewisser formaler Ähnlichkeiten – das Bildungssystem der DDR sich sehr wohl von dem in der Bundesrepublik unterscheidet“. Erkennbar werden diese Unterschiede i. d. R. aber erst dann, wenn auf tief differenzierter Ebene einzelne Qualifikationen miteinander verglichen werden; dies kann im Rahmen dieses Beitrags aber nicht geleistet werden (siehe für einen ausführlichen Vergleich Gewände 1989)<sup>10</sup>. Die Humankapitalanalyse stellt zudem die Dauer

der Ausbildung in den Vordergrund. Die folgenden Ausführungen beschränken sich daher auf eine vergleichbare Operationalisierung der Ausbildungsdauern in den beiden ehemaligen deutschen Staaten.

Während das SOEP für die Bundesrepublik differenzierte Informationen zum allgemeinbildenden Schulabschluß und zur Berufsausbildung enthält, sind für die DDR in der AAE ausschließlich Angaben zur abgeschlossenen Berufsausbildung verfügbar. Beschränkt man sich auf die Personen, die ihre Schulausbildung seit Bestehen der DDR absolviert haben, kann von einer 10jährigen Pflichtschulzeit (Polytechnische Oberschule [POS]) ausgegangen werden. Um den Kreis dieser Personen ungefähr einzugrenzen, beschränkt sich die Analyse auf die bis 60jährigen Männer. Der Anteil der Personen, die die POS nach der 8. bzw. 9. Klasse verlassen haben, muß ignoriert werden<sup>11</sup>.

Probleme ergeben sich auch für diejenigen Personen, die nach der 10. Klasse noch zwei weitere Schuljahre zur Erlangung der allgemeinen Hochschulreife absolviert haben (EOS). Diese beiden Jahre können nur denjenigen Personen zugerechnet werden, die anschließend ein Hochschulstudium absolviert haben<sup>12</sup>.

Die AAE der DDR sieht folgende Klassifizierung der Berufsabschlüsse vor:

- ohne Berufsausbildung (un-/angelernt),
- Facharbeiter,
- Meister,
- Fachschulabschluß,
- Hochschulabschluß.

Auch in der DDR konnten diese Berufsabschlüsse auf verschiedenen Wegen erreicht werden (vgl. dazu Scheuer 1990). Bei der folgenden Zuweisung der Ausbildungsdauer wird jeweils der direkteste Weg zugrunde gelegt. Ausgehend von einer Pflichtschulzeit von 10 Jahren werden die folgenden Ausbildungszeiten hinzuaddiert:

- ohne Berufsausbildung (un-/angelernt) 0 Jahre.
- Facharbeiter: diese Ausbildung dauert in der DDR in der Regel zwei Jahre. Analog zu Abgrenzungen, die in der Literatur für die Bundesrepublik zugrunde gelegt werden (vgl. Helberger 1988), werden 1,5 Jahre berücksichtigt.
- Meister: Für die Meisterausbildung werden analog zur Bundesrepublik vier Jahre angerechnet.
- Fachschulabschluß: Laut Scheuer (1990, S. 76) ist die Mehrzahl der Fachschulabschlüsse in der DDR mit einem Fachhochschulabschluß in der Bundesrepublik vergleichbar<sup>13</sup>. Angerechnet werden 5 Jahre (Annahme: 2 zusätzliche Schuljahre auf der EOS und 3 Jahre Studium).
- Hochschulabschluß: Die Dauer eines Hochschulstudiums ist in etwa mit der in der Bundesrepublik vergleichbar. Angerechnet werden 7 Jahre (2 Jahre EOS, 5 Jahre Studium).

Aus Gründen der Vergleichbarkeit der Humankapital-schätzungen erscheint es zweckmäßig, die Ausbildungsdauer für die Bundesrepublik analog zur oben beschriebenen zu verwenden. Verzichtet wird also auf die differenzierten allgemeinbildenden Schulabschlüsse und z. T. auch auf Differenzierungen der Berufsabschlüsse.

Die hier gewählte Zuweisung der entsprechenden berufsbildenden Abschlüsse und damit der Ausbildungsdauern

<sup>10</sup> Zum Ausbildungssystem in der DDR allgemein vgl. Waterkamp (1987).

<sup>11</sup> Von den Schulabgängern des Jahrgangs 88/89 schlossen 90,4% die zehnte Klasse ab (vgl. Sozialreport 90 1990, S. 56).

<sup>12</sup> Von den Absolventen der 10. Klasse gingen 1989 18,8% in Abiturklassen über. Von den Absolventen der EOS werden in der Regel rund 82% für das Studium an einer Hochschule zugelassen (vgl. Sozialreport 90 1990, S. 56 ff.).

<sup>13</sup> Diese Aussage ist allerdings umstritten. Andere Analysen gehen davon aus, daß nur ein bestimmter Teil der in der ehemaligen DDR erworbenen Fachschulabschlüsse (insbesondere die Abschlüsse an Ingenieursschulen) mit einem Fachhochschulabschluß in der Bundesrepublik vergleichbar sind. Da die AAE aber eine weitergehende Differenzierung der Fachschulabschlüsse nicht zuläßt, wird der Fachschulabschluß der DDR dem Fachhochschulabschluß der Bundesrepublik gleichgesetzt.

für die Bundesrepublik geht aus Tabelle 1 hervor. Diese gibt zugleich einen Überblick über die prozentuale Verteilung der Ausbildungsabschlüsse in den beiden ehemaligen deutschen Staaten.

**Tabelle 1: Qualifikationsstruktur abhängig beschäftigter Männer in der Bundesrepublik Deutschland und der DDR**

Berufsausbildung	Bundesrepublik	DDR
kein Abschluß	11,5	3,7
Facharbeiter u. ä. <sup>1</sup>	62,0	60,3
Meister, Techniker <sup>2</sup>	9,0	8,8
Fachschule <sup>3</sup>	–	13,9
Fachhochschule <sup>4</sup>	4,6	–
Hochschule	9,8	13,3
Sonstige	3,1	–

<sup>1</sup> DDR: Facharbeiter; Bundesrepublik: Lehre, Beamtenausbildung, Berufsfachschulen.

<sup>2</sup> DDR: Meister; Bundesrepublik: Fachschulen (Meister, Techniker).

<sup>3</sup> nur DDR.

<sup>4</sup> nur Bundesrepublik.

Quellen: Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR 1988, Das Sozio-ökonomische Panel 1989, eigene Berechnungen.

Danach waren die abhängig beschäftigten Männer in der DDR, zumindest formal qualifiziert als in der Bundesrepublik. Hier hatten 1989 fast 12% keine abgeschlossene Berufsausbildung. In der DDR betrug dieser Anteil dagegen nur 3,7%. Dominierend war in beiden deutschen Staaten der Facharbeiterabschluß, über den in der Bundesrepublik 62% und in der DDR rund 61% verfügten. Ein abgeschlossenes Hochschulstudium konnten in der DDR 13,3% der Männer vorweisen, in der Bundesrepublik betrug dieser Anteil knapp 10%.

Bezüglich der Schulausbildung wird für die Bundesrepublik angenommen, daß alle Personen eine 9jährige allgemeine Schulpflicht absolviert haben<sup>14</sup>.

Um die Auswirkung dieser verkürzten Skalierung der Ausbildungszeiten auf die Ergebnisse zu prüfen, wird für die Bundesrepublik zusätzlich ein Modell geschätzt, das auf der in der Literatur üblichen Skalierung der Schul- und Berufsausbildung basiert (vgl. z. B. Helberger 1988 oder Löwenbein 1989).

Für die Berechnung der Jahre der Berufserfahrung sollte im Idealfall die gesamte Berufsbiographie der befragten Person, zumindest aber Zeiten von Arbeitslosigkeit und sonstigen Erwerbsunterbrechungen bekannt sein. Arbeitslosigkeit kam in der alten DDR in der bei uns bekannten Form nicht vor. Aus Gründen der Vergleichbarkeit wird sie auch für die Schätzung der Bundesrepublik nicht kontrolliert<sup>15</sup>. Andere Erwerbsunterbrechungen, insbesondere Zeiten der Kinderbetreuung betreffen in beiden deutschen Staaten vorwiegend die Frauen. Da diese Zeiten für die DDR nicht ermittelbar sind, werden die Frauen aus der

Untersuchung ausgeschlossen. Im folgenden werden also nicht die effektiven Erwerbsjahre verwendet, sondern die Berufserfahrung auf Basis der berechneten Ausbildungsdauern ermittelt. Als Approximation kann dazu die Beziehung (Alter – 6 – Ausbildungsdauer) herangezogen werden.

### 3.3 Test auf Gleichheit der Koeffizienten

Abgesehen davon, ob der Humankapitalansatz auch in der DDR greift, interessiert natürlich, ob sich die für die DDR geschätzte Einkommensgleichung von der für die Bundesrepublik geschätzten unterscheidet. Dazu sollen hier folgende Hypothesen getestet werden: Zum einen wird getestet, ob sich die für die DDR und die Bundesrepublik geschätzten Einkommensgleichungen insgesamt voneinander unterscheiden. Die Hypothese  $H_0$  lautet dann:

$$\beta_{DDR} = \beta_{BRD}$$

und die Alternativhypothese  $H_1$ :

$$\beta_{DDR} \neq \beta_{BRD}$$

$\beta$  ist ein  $p$ -dimensionaler Parametervektor ( $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ ). Zum anderen soll untersucht werden, ob die Kernaussage der Humankapitaltheorie in beiden ehemaligen deutschen Staaten zu anderen Ergebnissen führt. Dazu wird eine Untergruppe  $\beta_H$  aus beiden Koeffizientenvektoren, nämlich die Ausbildung, die Berufserfahrung und die quadrierte Berufserfahrung sowie die Konstante gegeneinander getestet.

Bei dem verwendeten Testverfahren handelt es sich um einen analog zu Chow (1960) angelegten Test auf Strukturbruch. Dazu werden die Schätzgleichungen für die Bundesrepublik (1) und die DDR (2) zusammengefaßt und mit OLS insgesamt ( $p \times 2$ ) Koeffizienten geschätzt (vgl. im einzelnen Amemiya 1985, S. 31 ff.):

$$(2) \quad Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 & 0 \\ 0 & x_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix}$$

mit  $x_{1,2}$  ( $n_{1,2} \times p$ ) und  $\beta_{1,2}$  ( $p$ ).

Modell (2) kann dann entsprechend der zu testenden Hypothesen restringiert werden. Als  $F$ -verteilte Testgröße ergibt sich:

$$(3) \quad \text{Testgröße} = (\sigma^2 R - \sigma^2 U) / \sigma^2 U$$

mit  $(n - p)$  Freiheitsgraden, wobei  $U$  das nicht restringierte und  $R$  das restringierte Modell kennzeichnen. Die Hypothese  $H_0$  ist dann abzulehnen, wenn (3) den theoretischen  $F$ -Wert übersteigt.

Als Voraussetzung für die Anwendung dieses Testverfahrens dürfen die Störgrößen des gemeinsamen Modells nicht heteroskedastisch sein, die Beobachtungen müssen der gleichen „Population“ entstammen. Davon kann ausgegangen werden, wenn sich  $O_{BRD}$  und  $O_{DDR}$  in etwa einander entsprechen.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Vergleich für verschiedene Skalierungen der Ausbildungsdauern in der Bundesrepublik

Zunächst soll untersucht werden, wie sich die unterschiedliche Skalierung von Ausbildungsdauern auf die Schätzergebnisse für die Bundesrepublik auswirkt. Vor diesem Hintergrund sind dann die Ergebnisse der Humankapital-

<sup>14</sup> Die Basis-Schuldauer, und ob diese für die DDR und die Bundesrepublik unterschiedlich gesetzt wird, ist für die Schätzergebnisse ohnehin nicht von Bedeutung. Änderungen ergeben sich ausschließlich für die Konstante der Regressionsgleichung. Untersucht wird letztlich der Einfluß der Berufsausbildungsdauer auf das Einkommen.

<sup>15</sup> Ihre Berücksichtigung führt zu vergleichsweise geringeren Ausbildungsrenditen (vgl. Löwenbein 1989).

Schätzungen für die Bundesrepublik und die DDR besser vergleich- und interpretierbar. Eine systematische Analyse des Einflusses unterschiedlicher Skalierungen der Ausbildungsdauern auf die Schätzergebnisse liegt für die Bundesrepublik bislang nicht vor, obwohl derartige Sensitivitätsanalysen auch wertvolle Hinweise für die Brauchbarkeit des Humankapitalansatzes liefern könnten<sup>16</sup>.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse für die oben erläuterten Skalierungen für die Bundesrepublik. Die differenzierte Variante führt zu einer Ausbildungsrendite von 7%. Sie liegt damit im Bereich vergleichbarer Schätzungen. Helberger (1988) ermittelt bspw. für 1984 eine Rendite von 6,3%<sup>17</sup>. Dieser Unterschied dürfte zum einen auf unterschiedlich abgegrenzte Untersuchungspopulationen, zum anderen aber auch auf die inzwischen veränderte Lage am Arbeitsmarkt zurückzuführen sein. Die weniger differenzierte – für den Vergleich mit der DDR entwickelte – Variante führt zu einer Ausbildungsrendite von 8%. Eine Diskussion der übrigen Koeffizienten soll an dieser Stelle noch nicht erfolgen, es ergeben sich jedoch keine wesentlichen Unterschiede. Ausnahme ist das Merkmal Beamter, das zwar in beiden Varianten das erwartete negative Vorzeichen aufweist, dieses ist jedoch nur in der zweiten Variante signifikant. Dieser Befund sollte in weiteren Analysen geklärt werden. Bleibt abschließend zu bemerken, daß der Anteil der erklärten Einkommensvarianz im differenzierten Modell mit 49,5% um 2 Prozentpunkte größer ist.

#### 4.2 Vergleich der Ergebnisse für die Bundesrepublik und die DDR

Die Schätzergebnisse für die DDR (ebenfalls Tabelle 2) zeigen zunächst, daß die auf Basis der Humankapitaltheorie geschätzte Einkommensgleichung auch hier Gültigkeit besaß. Alle geschätzten Parameter sind auf einem Sicherheitsniveau von 99% signifikant. Erwartungsgemäß waren aber die von der Humankapitaltheorie postulierten Effekte in der DDR nicht in dem Maße vorzufinden wie in der Bundesrepublik. Sowohl die Einkommensgleichung insgesamt, als auch die ausgewählte Untermenge der Koeffizienten, unterscheiden sich signifikant von denen der Bundesrepublik<sup>18</sup>.

Die Rendite pro absolviertem Ausbildungsjahr betrug in der DDR 5,6% gegenüber 8% in der Bundesrepublik.

<sup>16</sup> Darauf weist auch Dworschak (1986, S. 70) hin. Vgl. für einen ersten Ansatz aber Helberger (1988).

<sup>17</sup> Basis der Schätzung ist ebenfalls das Sozio-ökonomische Panel für die Bruttoeinkommen vollzeitbeschäftigter deutscher Männer.

<sup>18</sup> Die in Tabelle 1 ausgewiesenen O-Werte für beide Schätzungen sind in etwa gleich. Das in Abschnitt 3.3 beschriebene Testverfahren ist also hier anwendbar.

<sup>19</sup> Das Prinzip der Entlohnung nach der Seniorität besagt, daß mit zunehmender Dauer der Betriebszugehörigkeit das Einkommen steigt (vgl. zu empirischen Ergebnissen jüngst Löwenbein 1989). Empirisch ist dieser Effekt im einfachen Schätzansatz der Humankapitaltheorie jedoch nur schwierig zu orten.

<sup>20</sup> Aufgrund der logarithmischen Form des Ansatzes, können die Koeffizienten von Dummyvariablen direkt als prozentuale Unterschiede interpretiert werden.

<sup>21</sup> Anders als in der Bundesrepublik war dieser Unterschied in der DDR bei den Nettolöhnen jedoch nicht mehr spürbar. Im Gegenteil: das die Arbeiter begünstigende Besteuerungssystem führte bei den Nettolöhnen sogar zu einer umgekehrten Relation. Stephan und Wiedemann (1990) zeigen anhand von Ergebnissen der Lohndatenerfassung für den Industriebereich der DDR, daß die Nettolöhne von Angestellten im Durchschnitt 3% unter denen von Arbeitern lagen.

<sup>22</sup> Da sich die Operationalisierung einer der Bundesrepublik vergleichbaren Sektorstruktur als schwierig erweist, wird auf die ausführliche Interpretation dieser Ergebnisse verzichtet.

Tabelle 2: Einkommenschätzungen für abhängig beschäftigte

Variable	Bundesrepublik		DDR
	Differenzierte Variante	Vergleichs-Variante	
Konstante	5,576*	5,591*	6,096*
Ausbildung	0,071*	0,080*	0,056*
Berufserfahrung	0,042*	0,039*	0,017*
Berufserfahrung <sup>2</sup>	- 0,0007*	- 0,0006*	- 0,0003*
Arbeitszeit	0,321*	0,300*	-
Schichtarbeit	-	-	0,127*
Angestellter	0,138*	0,176*	0,059*
Beamter	- 0,105*	- 0,019	-
Verheiratet	0,077*	0,075*	0,022*
R <sup>2</sup>	49,5	47,5	31,8
σ	0,263	0,268	0,228
N	1650	1650	23907

\* Irrtumswahrscheinlichkeit < 0,01

F-Test H<sub>0</sub>: β<sub>BRD</sub> = β<sub>DDR</sub> F-Wert = 88,1 p < 0,01

F-Test H<sub>0</sub>: β<sub>H, BRD</sub> = β<sub>H, DDR</sub> F-Wert = 46,4 p < 0,01

Quellen: Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR 1988, Das Sozio-ökonomische Panel 1989, eigene Berechnungen.

Geringer war auch der Einfluß der Berufserfahrung; der Koeffizient ist für die Bundesrepublik mit 3,9 mehr als doppelt so groß. Ähnliches gilt für den quadrierten Term der Berufserfahrung: die Grenzerträge der Ausbildung gingen in der DDR in einem geringeren Ausmaß zurück. Dies könnte u. a. darauf zurückzuführen sein, daß der Entlohnung nach der Seniorität in der DDR eine vergleichsweise höhere Bedeutung zugemessen wurde<sup>19</sup>. Tatsächlich war die betriebliche Seniorität als lohnsteigerndes Moment in den Tarifbestimmungen der DDR fest verankert.

Auch in der DDR erzielten Angestellte im Durchschnitt um 5,9% höhere Bruttoeinkommen als Arbeiter<sup>20</sup>. In der Bundesrepublik beträgt dieser Unterschied fast 18%<sup>21</sup>. Mögliche Erklärungsansätze dafür wurden schon diskutiert. Gleiches gilt für den Familienstand; auch in der DDR verdienen verheiratete Männer mehr als nicht verheiratete. Dieser Effekt ist aber mit 2,2% um mehr als das Dreifache geringer als in der Bundesrepublik.

Die Arbeitszeitvariablen – logarithmierte wöchentliche Arbeitszeit für die Bundesrepublik und Schichtarbeit für die DDR – wurden nur zur Kontrolle des monatlichen Einkommens in die Schätzgleichung aufgenommen. Obwohl mit Schichtarbeit in der DDR eine geringere Arbeitszeit verbunden war, resultiert ein positiver Koeffizient, da Schichtarbeit, unabhängig von der Arbeitszeit, in der DDR höher entlohnt wurde.

Die Schätzung für die Bundesrepublik erklärt ca. die Hälfte der gesamten Einkommensvarianz und bewegt sich damit im üblichen Rahmen. Wesentlich weniger trägt der Humankapitalansatz zur Erklärung der Einkommen in der DDR bei; das R<sup>2</sup> liegt hier bei nur 32%. Eine mögliche Erklärung sind sektorspezifische Einflüsse auf die Lohnbildung. Die Schätzergebnisse im Anhang (Tabelle 3) zeigen jedoch, daß die Aufnahme von Branchen lediglich 0,7% der Einkommensvarianz erklärt<sup>22</sup>.



Auf mögliche weitere Erklärungsfaktoren wurde schon in Abschnitt 3.1 hingewiesen; insbesondere muß noch geklärt werden, inwieweit die hier präsentierten Ergebnisse durch einen nicht qualifikationsgerechten Einsatz von Beschäftigten beeinflusst werden.

## 5 Zusammenfassung und Ausblick

Die Ergebnisse dieser Untersuchung zeigen, daß eine humankapitaltheoretisch basierte Einkommensfunktion auch in der „alten“ DDR gültig war. Gleichwohl sind deutliche Unterschiede zur Bundesrepublik feststellbar; die Einkommenseffekte von Ausbildung und Berufserfahrung waren in der DDR um etwa die Hälfte geringer.

Die Tatsache, daß der verwendete Schätzansatz nur etwa ein Drittel der gesamten Einkommensvarianz in der DDR zu erklären vermag, erfordert weitergehende Analysen des Lohnbildungsprozesses in planwirtschaftlichen Systemen.

## Anhang

Tabelle 3: Schätzergebnisse unter Berücksichtigung von Wirt-

Variable	Bundesrepublik	DDR
Konstante	5,331***	6,060***
Ausbildung	0,079***	0,056***
Berufserfahrung	0,040***	0,017***
Berufserfahrung <sup>2</sup>	- 0,0006***	- 0,0003***
Arbeitszeit	0,371***	-
Schichtarbeit	-	0,121***
Angestellter	0,191***	0,063***
Beamter	0,080***	-
Verheiratet	0,064***	0,019***
Energie	0,035	0,071***
Chemie	0,119***	0,061***
Steine	0,048	0,039***
Metall	0,042*	0,051***
Elektro	0,050	0,046***
Verbrauch	0,012	0,040***
Nahrung	- 0,066*	0,031***
Bau	0,023	0,039***
Handel	- 0,070**	- 0,037***
Verkehr	- 0,086***	0,055***
Dienstleist.	0,046	0,023***
Bildung	- 0,092***	0,017**
R <sup>2</sup>	49,4	32,5
N	1650	23787

Irrtumswahrscheinlichkeiten: \* < 0,1 \*\* < 0,05 \*\*\* < 0,01

Quellen: Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR 1988, Das Sozio-ökonomische Panel 1989, eigene Berechnungen.

## Literaturverzeichnis

- Amemiya, T. (1985): Advanced Econometrics, Cambridge
- Anweiler, O. (1986): Äquivalenzprobleme bei Bildungsabschlüssen. Anwendungsfelder vergleichender Bildungsforschung. In: E. Reichert et al.: Berufliche Bildung im Zusammenwirken von Schule und Betrieb. Villingen-Schwenningen
- Becker, G. S. (1975): Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special References to Education. 2nd Ed. Chicago/London
- Blinder, A. S. (1976): On Dogmatism in Human Capital Theory. In: The Journal of Human Resources, 11, S. 16-22
- Chow, G. (1960): Tests of Equality between Sets of Coefficients in two Linear Regressions. In: Econometrica, 28, S. 591-605
- Dworschak, F. (1986): Struktur von Arbeitseinkommen. Idstein
- Gewände, W.-D. (1989): Anerkennung von Übersiedlerzeugnissen – Berufliche Bildung und berufliche Qualifikation in der Deutschen Demokratischen Republik. Berlin
- Gornig, M.; Schwarze, J. (1990): DDR: Hohe pauschale Lohnsteigerungen gefährden die Wettbewerbsfähigkeit. In: DIW-Wochenbericht Nr. 32/90
- Helberger, Ch. (1984): Humankapital, Berufsbiographie und die Einkommen von Männern und Frauen. Arbeitspapier Nr. 129 des Sonderforschungsbereichs 3. Frankfurt/Mannheim
- Helberger, Ch. (1988): Eine Überprüfung der Linearitätsannahme der Humankapitaltheorie. In: Bodenhöfer, H.-J. (Hrsg.): Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt, S. 151-170. Berlin
- Krause, P.; Schwarze, J. (1990): Die Einkommensstichprobe in Arbeiter- und Angestelltenhaushalten der DDR vom August 1988 – Erhebungskonzeption und Datenbankzugriff. DIW-Diskussionspapier Nr. 11. Berlin
- Löwenbein, O. (1989): Einkommensverläufe von Arbeitnehmern unter besonderer Berücksichtigung betrieblicher Seniorität und Arbeitslosigkeit. Dissertation. Frankfurt
- Mincer, J. (1974): Schooling, Experience and Earnings. New York/London
- Projektgruppe „Das Sozio-ökonomische Panel“ (1990): Das Sozio-ökonomische Panel für die Bundesrepublik Deutschland nach fünf Wellen. In: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2/3, S. 141-151
- Psacharopoulos, G. (1985): Returns to Education: A Further International Update and Implications. In: The Journal of Human Resources, 20, S. 583-604
- Scheuer, M. (1990): Ausbildung und Qualifikation der Arbeitskräfte in der DDR. In: RWI-Mitteilungen, 41, S. 67-79
- Schupp, J.; Wagner, G. (1990): Die DDR-Stichprobe des Sozio-ökonomischen Panels – Konzept und Durchführung der „Basiserhebung 1990“ in der DDR. In: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, Heft 2/3, S. 152-159
- Schwarze, J.; Gornig, M.; Steinhöfel, M. (1990): Die Bedeutung der Frauenerwerbstätigkeit für die Einkommensverteilung in beiden deutschen Staaten. In: Arbeit und Sozialpolitik, 44, S. 202-206
- Sozialreport 1990 (1990): mimeo. Berlin
- Stephan, H.; Wiedemann, E. (1990): Lohnstruktur und Lohndifferenzierung in der DDR – Ergebnisse der Lohndatenerfassung vom September 1988. In: MittAB 4, S. 550-562
- Wagner, J.; Lorenz, W. (1988): The Earnings-Function under Test. In: Economics Letters, Heft 1, S. 95-99
- Wagner, J.; Lorenz, W. (1989): Einkommensfunktionsschätzungen mit Längsschnittdaten für vollzeiterwerbstätige deutsche Männer. In: Konjunkturpolitik, 35, S. 99-109
- Waterkamp, D. (1987): Handbuch zum Bildungswesen der DDR. Berlin