

### Hat die Bildungsexpansion zum Abbau der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung geführt? Methodische Überlegungen zum Analyseverfahren und Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle für den Zeitraum 1950-1989

Schimpl-Neimanns, Bernhard

Veröffentlichungsversion / Published Version  
Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:  
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Schimpl-Neimanns, B. (2000). *Hat die Bildungsexpansion zum Abbau der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung geführt? Methodische Überlegungen zum Analyseverfahren und Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle für den Zeitraum 1950-1989*. (ZUMA-Arbeitsbericht, 2000/02). Mannheim: Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen -ZUMA-. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-200273>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

*ZUMA-Arbeitsbericht 2000/02*

**Hat die Bildungsexpansion zum Abbau der sozialen  
Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung geführt?  
Methodische Überlegungen zum Analyseverfahren  
und Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle  
für den Zeitraum 1950-1989.**

Bernhard Schimpl-Neimanns

April 2000

ISSN 1437-4110

ZUMA  
Quadrat B2,1  
Postfach 12 21 55  
68072 Mannheim  
Telefon: 0621-1246-263  
Telefax: 0621-1246-100  
E-mail: [schimpl-neimanns@zuma-mannheim.de](mailto:schimpl-neimanns@zuma-mannheim.de)

## **Zusammenfassung**

In der Forschung zur Bildungsungleichheit ist es umstritten, ob der Ausbau und die verschiedenen Reformen des Bildungswesens in Deutschland seit den sechziger Jahren zu einem Abbau der herkunftsspezifischen Ungleichheiten in der Bildungsbeteiligung geführt haben. Für die empirischen Analysen zu dieser Fragestellung werden umfangreiche amtliche Mikrodaten zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher genutzt. Des weiteren setzt sich der Beitrag mit der Frage auseinander, ob das für die Analyse der Bildungsungleichheit in den USA vorgeschlagene sequentielle Logit-Modell auch für die Analyse der Bildungsungleichheit im deutschen dreigliedrigen Bildungssystem verwendet werden kann. In der Diskussion dieser bislang kaum beachteten Frage stellt sich heraus, daß die statistischen und entscheidungstheoretischen Annahmen sequentieller Logit-Modelle nicht zur Entscheidungssituation im deutschen Bildungssystem passen. Dem gegenüber können multinomiale Logit-Modelle als ein der deutschen Situation angemessenes Analyseverfahren gelten. Die empirischen Ergebnisse belegen, daß die Bildungsbeteiligung nach wie vor eng mit der sozialen Herkunft zusammenhängt. Zwischen 1950 und 1989 haben aber auch statistisch signifikante Veränderungen stattgefunden und zu einem Ungleichheitsabbau geführt. Dies gilt insbesondere hinsichtlich des Chancenverhältnisses, eine der weiterführenden Schulen statt eine Hauptschule zu besuchen. Dieser Ungleichheitsabbau ist eng mit rückläufigen Effekten der beruflichen Stellung des Familienvorstands verbunden. In Bezug auf das Chancenverhältnis Gymnasium vs. Realschule besteht jedoch eine weitestgehend unveränderte Ungleichheit.

## **Abstract**

Researchers on educational inequality dispute whether the development of the educational system and the different educational reforms that have taken place in Germany since the 60s have led to a reduction of the effects of social background on educational participation. The empirical analyses of this question are based on large samples of official microdata on participation of education for 14 to 18-year-old youths. The second question this paper deals with is whether the sequential logit model that was suggested for the analysis of educational inequality in the USA can also be used for the analysis of the educational inequality in the German tripartite educational system. During the discussion of this previously unconsidered issue, it was discovered that the statistical and decision-theoretical assumptions of sequential logit models do not fit the decision situation in the German educational system. In contrast, multinomial logit models can be considered as an appropriate method for the German situation. The empirical results show that educational participation is still closely connected to social background. In addition, statistically significant changes took place between 1950 and 1989 that led to a reduction of inequality. This particularly applies to the odds of attending a middle or upper secondary school in place of a lower secondary school. This dismantling of inequality is closely connected with the declining effects of the occupational position of the head of the family. However, regarding the odds of attending upper versus middle secondary school, inequality by and large remains unchanged.

## Inhaltsverzeichnis

	Seite
1. Einleitung .....	1
2. Zur Erklärung herkunftsspezifischer Bildungsbeteiligung.....	3
2.1 Modernisierungstheorie .....	3
2.2 Die Theorie kultureller Reproduktion.....	4
2.3 Die mikrosoziologische Theorie für die Wahl der Schulausbildung .....	5
2.4 Hypothesen zur Veränderung der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung .....	7
2.4.1 Institutionelle Veränderungen ab 1950 .....	7
2.4.2 Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheit.....	9
2.4.3 Bildungsniveau des Elternhauses .....	10
2.4.4 Berufliche Stellung bzw. soziale Klassenlage.....	11
3. Daten und verwendete Variablen .....	13
3.1 Datenbasis.....	13
3.2 Variablenkonstruktion .....	15
4. Zur Wahl eines statistischen Modells für die Analyse der Bildungsungleichheit .....	17
5. Ergebnisse .....	23
5.1 Deskriptive Ergebnisse .....	23
5.2. Logit-Modelle .....	30
5.2.1 Modellwahl .....	30
5.2.2 Ausgewählte Logit-Kontraste .....	32
5.2.3 Ergänzende Modelle und Tests .....	47
6. Zusammenfassung.....	48
Literatur .....	52
Anhang: Tabellen und Abbildungen.....	58

## 1. Einleitung\*

Ab Mitte der fünfziger Jahre wurde in Deutschland im Zusammenhang mit verschiedenen bildungspolitischen Fragen zunehmend auch die Selektionsfunktion des Bildungssystems diskutiert. Mit dem Ausbau des Schulwesens und einzelnen Reformen ab den sechziger Jahren wurde unter anderem das Ziel verfolgt, die regional und sozial ungleiche Bildungsbeteiligung abzubauen. Begleitet wurde diese Reformdiskussion durch bildungssoziologische Arbeiten, in denen überwiegend die Hoffnung zum Ausdruck gebracht wurde, der Ausbau des Bildungswesens würde zur Reduktion sozialer Ungleichheit beitragen (u.a. Dahrendorf 1965; 1966; Kuhlmann 1972; vgl. zusammenfassend Kraus 1996; Müller 1998). Hinsichtlich der Forschungsfrage, ob im Zuge der Bildungsexpansion seit den sechziger Jahren auch die Bildungsungleichheit abgebaut wurde, herrscht insgesamt betrachtet eher Ernüchterung. In einer Reihe von Untersuchungen wurde festgestellt, es könne höchstens von geringfügigen Chancenverschiebungen gesprochen werden (Handl 1985; Köhler 1992; Leschinsky und Mayer 1990; Meulemann 1992); in Bezug auf eine gymnasiale oder universitäre Ausbildung wird teilweise sogar eine Ungleichheitszunahme berichtet (Ditton 1995; Mayer und Blossfeld 1990).

Selbst in drei neueren, methodisch anspruchsvollen Analysen finden sich widersprüchliche Ergebnisse. Während Blossfeld (1993) weder bezüglich des Abschlusses einer weiterführenden Schule im Vergleich zum Volks-/Hauptschulabschluß noch beim Verhältnis des Gymnasialabschlusses zum Realschulabschluß statistisch signifikante Veränderungen der herkunftsspezifischen Bildungschancen feststellt, zeigen Analysen von Müller und Haun (1994) Ergebnisse, wonach beim Besuch weiterführender Schulen eindeutig eine Verringerung der Ungleichheit stattgefunden hat. Analysen von Henz und Maas (1995) zum Schulbesuch nach der Grundschule bestätigen eher diese Ergebnisse und widersprechen ebenfalls den Befunden einer unveränderten Bildungsungleichheit. Zum Verhältnis Gymnasium vs. Realschule sind in beiden Arbeiten jedoch erheblich schwächere bzw. keine eindeutigen Reduktionen der Ungleichheit gefunden worden.

Die Frage, ob diese Veränderungen der herkunftsspezifischen Effekte auf den Ausbau des Bildungswesens und die Bildungsreformen ab den sechziger Jahren zurückgeführt werden können, ist auf Grund der unterschiedlichen Ergebnisse nicht zu beantworten. Darüber hinaus

---

\* Für Kommentare und hilfreiche Anregungen zu einer früheren Fassung danke ich Michael Braun, Nadia Granato, Simone Schmidt und Heike Wirth.

spricht gegen den Zusammenhang zwischen Bildungsexpansion und Bildungsungleichheit, daß der Rückgang herkunftsspezifischer Ungleichheit schon vor den sechziger Jahren einsetzte (Henz und Maas 1995: 630). Die Ergebnisse eines international vergleichend angelegten Projekts, das die Entwicklung der Bildungsungleichheit in 13 Ländern untersuchte, zeigen lediglich für Schweden und die Niederlande einen Rückgang der sozialen Ungleichheit bei der Bildungsbeteiligung (Shavit und Blossfeld 1993). Betrachtet man diese Länder als Ausnahmefälle, läßt sich die These vertreten, daß die Bildungsreformen den Zusammenhang zwischen der sozialen Herkunft und dem Bildungserfolg nicht wesentlich beeinflußt haben (Blossfeld und Shavit 1993: 21). Da jedoch zu einigen der in diesem Projekt untersuchten Ländern inzwischen in Replikationen auch abweichende Ergebnisse ermittelt wurden, ist eine abschließende Beurteilung über den Zusammenhang zwischen Bildungsexpansion und Bildungsungleichheit bislang nicht möglich (Erikson und Jonsson 1996).

In Deutschland findet nach wie vor die entscheidende Selektion beim Übergang auf weiterführende Schulen nach der Grundschule statt. Spätere Korrekturen dieser im internationalen Vergleich frühen Bildungsentscheidung sind selten und haben kaum einen Einfluß auf das Ausmaß sozialer Selektivität (Hansen et al. 1986: 74; Henz 1997a, 1997b). Ob und in welcher Weise die Bildungsexpansion seit den sechziger Jahren zum Ungleichheitsabbau beigetragen hat, müßte sich folglich in der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung widerspiegeln. Zur Untersuchung dieser Frage werden Kohortenanalysen zur Bildungsbeteiligung 14- bis 18jähriger deutscher Jugendlicher von 1950 bis 1989 durchgeführt. Als Datenbasis stehen umfangreiche amtliche Mikrodaten im Abstand von jeweils rund 10 Jahren mit Angaben zur besuchten Schulform und der sozialen Lage des Elternhauses zur Verfügung.

Neben der inhaltlichen Frage zur Entwicklung ungleicher Bildungsbeteiligung soll eine bislang vernachlässigte methodische Frage aufgegriffen werden. Die empirische Bildungsforschung muß bei der Untersuchung der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung im Zeitverlauf zwischen den Folgen der allgemeinen Verbesserung der Bildungsmöglichkeiten, den Expansionseffekten, und den eigentlich interessierenden sozialen Selektionseffekten unterscheiden. Mit welchen statistischen Verfahren dies erreicht werden kann, ist seit längerem geklärt (Handl 1984, 1985; Mare 1980, 1981). Nach dem am Beispiel des US-amerikanischen Bildungssystems entwickelten Vorschlag von Mare, der sich als methodisch angemessenes Verfahren zur Trennung von Selektions- und Expansionseffekten in der empirischen Forschung zur Bildungsungleichheit weitestgehend durchgesetzt hat, werden die Bildungslaufbahnen als Abfolge von Entscheidungen zu jeweils bestimmten Zeitpunkten betrachtet und mit Hilfe von

sequentiellen Logit-Modellen analysiert. Diese Modellierung geht davon aus, daß sich die Schüler bzw. ihre Familien jeweils nur zwischen zwei Alternativen zu entscheiden haben. Für die deutsche Situation trifft aber diese Entscheidungsfolge im wesentlichen nicht zu. Es ist deshalb zu klären, ob sequentielle Logit-Modelle für das dreigliedrige Bildungssystem angemessen sind.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Im nächsten Abschnitt werden Theorien und Hypothesen zur Erklärung der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung und ihrer Entwicklung seit den fünfziger Jahren dargestellt. Die Datenbasis und die Konstruktion der verwendeten Variablen werden im dritten Abschnitt beschrieben. Der vierte Abschnitt behandelt die Frage, welches statistische Modell für die Analyse ungleicher Bildungsbeteiligung beim dreigliedrigen Schulsystem in Frage kommt. Im Anschluß daran werden die Ergebnisse der Logit-Modelle vorgestellt und diskutiert.

## **2. Zur Erklärung herkunftsspezifischer Bildungsbeteiligung**

In der Sozialstrukturforschung zählen die Modernisierungstheorie, die Theorie sozialer Reproduktion und die mikrosoziologische Theorie für die Wahl der Schulausbildung zum Kern der Ansätze, die zu einer Erklärung sozial ungleicher Bildungsbeteiligung beitragen können. Aufbauend auf diese im folgenden kurz beschriebenen Ansätze werden im Anschluß daran Zusammenhangshypothesen formuliert.

### **2.1 Modernisierungstheorie**

Nach dem modernisierungstheoretischen Ansatz von Treiman (Treiman 1970; Treiman und Yip 1989) ist für die langfristige Veränderung der ungleichen Bildungsbeteiligung neben der Demokratisierung des Bildungssystems insbesondere der Zusammenhang zwischen Qualifikation und Beruf von Bedeutung. Der sektorale Wandel und die damit verbundene Veränderung der Wirtschafts- und Berufsstruktur führen zu einer größeren Nachfrage nach qualifizierten Arbeitskräften, was wiederum eine steigende Bildungsnachfrage der Bevölkerung zur Folge hat. Es wird postuliert, daß im Zuge der Modernisierung der Gesellschaft der Einfluß des elterlichen Status auf die Bildungsbeteiligung der Kinder zurückgeht. Moderne Gesellschaften besitzen offenere Bildungssysteme, die einen kostenlosen Schulbesuch ermöglichen. Dadurch wird der Zusammenhang zwischen sozialer Lage und Bildungserfolg geringer. Insgesamt werden askriptive Mechanismen des Staterfolgs durch meritokratische abgelöst.

Der modernisierungstheoretische Ansatz wird häufig bei internationalen Vergleichen und für die Beschreibung von langfristigen Entwicklungsprozessen der Bildungsbeteiligung verwendet. Der von der Modernisierungstheorie nicht befriedigend geklärte Zusammenhang zwischen Modernisierung der Gesellschaft, verstärkter Nachfrage nach Bildung und damit verbundenem Anstieg der Bildungsbeteiligung einerseits sowie dem Abbau von Bildungsungleichheit andererseits ist jedoch ein Hauptkritikpunkt. Wie verschiedentlich angemerkt, kann keinesfalls von einem automatischen oder direkten Zusammenhang zwischen Modernisierung bzw. Industrialisierung und dem Abbau von Bildungsungleichheit ausgegangen werden (vgl. Boudon 1974: 113-114; Breen 1997; Erikson 1996: 108). Eine zentrale Voraussetzung für den Abbau der herkunftsbezogenen Ungleichheit ist bekanntlich darin zu sehen, daß die Bildungsbeteiligung der unteren Klassen im Vergleich zur oberen Klasse überproportional steigen muß. Unter welchen konkreten Bedingungen diese Entwicklung zu erwarten ist, bleibt in der Modernisierungstheorie offen.

## **2.2 Die Theorie kultureller Reproduktion**

Nach der Modernisierungstheorie hat die Durchsetzung meritokratischer Selektionsmechanismen zum Abbau der Bildungsungleichheit beigetragen. Die Theorie kultureller Reproduktion (Bourdieu und Passeron 1971; Bourdieu 1973, 1982) weist jedoch darauf hin, daß die meritokratische Funktionsweise moderner Bildungssysteme keineswegs als "klassenneutral" betrachtet werden kann. Da sich die für den Schulerfolg relevanten Werte an der Elitekultur orientieren und Kinder der unteren Klassen nicht über entsprechende kulturelle Ressourcen ("kulturelles Kapital") verfügen, schneiden sie in der schulischen Selektion schlechter ab als die oberen Klassen. Darüber hinaus besitzen die unteren Klassen kein ausreichendes eigenes Wissen über die Bedeutung der verschiedenen Bildungsgänge. Sie lassen sich deshalb bei der Bewertung der Bildungsziele für ihre Kinder stärker als die oberen Klassen von schulischen Leistungskriterien leiten.

In den Familien werden nicht nur kognitive Dispositionen (Wissen, kulturelle Fertigkeiten, Stil etc.) vermittelt, die für den unterschiedlichen schulischen Erfolg der Klassen eine Rolle spielen, sondern die Familien unterscheiden sich auch hinsichtlich des klassenspezifischen Habitus (Denk-, Auffassungs-, Beurteilungs-, und Handlungsschemata), der nach Bourdieu und Passeron (1971: 178) von zentraler Bedeutung für die Erklärung von Bildungsungleichheit ist. Diese herkunftsspezifisch ausgeprägten Einstellungen und Erwartungshaltungen gegenüber der Bildung – kennzeichnend in den unteren Klassen sind nach Bourdieu (1973: 106)

"Selbstunterschätzung, Entwertung der Schule, sich Abfinden mit Scheitern/Ausschluß" – wirken sich nicht nur auf das schulische Handeln aus, sondern bestimmen unabhängig von der schulischen Leistungsbeurteilung auch die Wahl von Bildungsgängen. Nach Bourdieu und Passeron führen diese Dispositionen bei der Schulwahl letztlich zur "Selbsteliminierung" der unteren Klassen. Aus dieser Sicht ist – im Gegensatz zum modernisierungstheoretischen Ansatz – zu erwarten, daß die soziale Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung in der Folge der Bildungsexpansion keineswegs zurückgehen muß. Darüber hinaus weist die Theorie darauf hin, daß Bildungsqualifikationen als Positionsgüter aufgefaßt werden können. Bourdieu und Passeron (1971: 180ff.) lenken die Aufmerksamkeit auf die schulische Organisationsform mit ihren hierarchischen Unterschieden zwischen den einzelnen Schultypen und den Verdrängungswettbewerb, bei dem die oberen Klassen "(...) zur Wahrung ihres Seltenheitsgrades ihrer Abschlüsse und damit einhergehend zur Aufrechterhaltung ihrer Position innerhalb der Struktur der Klassen nun noch verstärkt im Bildungsbereich investieren (...)" (Bourdieu 1982: 222). In diesem Zusammenhang wäre zu erwarten, daß die oberen Klassen vor allem den Ausbau von Gymnasien nutzen, während die unteren Klassen stärker vom Ausbau der Realschulen Gebrauch machen.

### **2.3 Die mikrosoziologische Theorie für die Wahl der Schulausbildung**

Boudon (1974) greift die von Bourdieu betonte Bedeutung des kulturellen Kapitals für den Bildungserfolg auf, widerspricht jedoch der Deutung der Dispositionseffekte als "Selbstelimination". Boudon betrachtet die Bildungsbeteiligung vielmehr als Ergebnis einer quasi-ökonomischen Investitionsentscheidung und unterscheidet bei der Frage der Entwicklung von Bildungsungleichheit auf der Mikroebene zwischen zwei grundlegenden Prozessen.

Die erste Stufe ergibt sich daraus, daß die soziale Herkunft, insbesondere das in der Familie vorhandene kulturelle Kapital, einen direkten Einfluß auf den Schulerfolg hat, wodurch die Möglichkeiten bestimmte Bildungseinrichtungen zu wählen eingeschränkt werden. Da die Schulleistungen ein wichtiges Kriterium für das Weiterlernen sind, steigt mit der Klassenlage die Beteiligung in weiterführenden Schulen.

Aber auch nach Kontrolle der Leistungsunterschiede hat die soziale Position des Elternhauses eine große Bedeutung für die Erklärung des herkunftsspezifisch unterschiedlichen Schulbesuchs. Die durch die Schulleistungen restringierten Handlungsalternativen werden nach Boudon in dem zweiten Schritt bewertet, in dem über die Schullaufbahn als Bildungsinvestition

entschieden wird. Die Bewertung der Handlungsalternativen erfolgt nach ihren Nutzen und den Motiven – z.B. in Bezug auf die spätere Verwertbarkeit im Berufsleben oder hinsichtlich des Erreichens eines der Herkunftsfamilie entsprechenden Status – und den mit dem Schulbesuch verknüpften Kosten – z.B. Schulkosten oder entgangene Einkommen. In der empirischen Bildungsforschung ist häufig festgestellt worden, daß in den unteren Klassen die Risikobereitschaft, auch bei nicht eindeutigen Schulleistungen ein Kind auf weiterführende Schulen zu schicken, geringer ist als bei den oberen Klassen (vgl. Bofinger 1990; Ditton 1992; Fauser und Schreiber 1987; Fend 1990). Boudons theoretisches Modell berücksichtigt solche Einschätzungen des Risikos, daß ein bestimmter Schulabschluß nicht immer erreicht werden kann, ebenfalls im zweiten Entscheidungsschritt.

Gemäß Boudon legt das Bildungssystem für die individuellen Entscheidungen über die Bildungskarriere den Handlungsrahmen idealtypisch in der Weise fest, daß es die Schüler bzw. deren Familien zu bestimmten Selektionszeitpunkten wiederholt vor Entscheidungen über das Fortsetzen oder Abbrechen bzw. Beenden einer Ausbildung stellt. In der Auseinandersetzung mit der Theorie kultureller Reproduktion zeigt Boudon (1974: 83-86) mit Hilfe von Modellsimulationen, daß die auf das herkunftsspezifische Entscheidungsfeld der zweiten Stufe zurückzuführenden Bildungsungleichheiten stärker wirken als die kulturellen Unterschiede der ersten Stufe.

Dieser handlungstheoretische Ansatz ist international in einer Vielzahl von empirischen Anwendungen aufgegriffen worden und hat sich mehr oder weniger als Erklärungsschema für die Analyse von ungleicher Bildungsbeteiligung bewährt.<sup>1</sup> Unter methodologischen Gesichtspunkten ist zu bemerken, daß Boudon zwischen der Wahl des Bildungsweges durch die Schüler bzw. deren Familien – der Mikroebene – und dem gesellschaftlichen Phänomen sozialer Ungleichheit – der Makroebene – eine klare Verbindung herstellen kann. Aus diesen Gründen soll die mikrosoziologische Theorie bei der folgenden Formulierung von Hypothesen als theoretischer Rahmen dienen.

---

<sup>1</sup> Für eine kritische Diskussion und Anwendungen siehe z.B.: Ditton (1992), Erikson und Jonsson (1996), Goldthorpe (1996), Halsey, Heath und Ridge (1980), Gambetta (1987), Mare (1981), Meulemann (1985) und Müller-Benedict (1999).

## **2.4 Hypothesen zur Veränderung der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung**

In der empirischen Praxis ist es nur näherungsweise möglich, das theoretische Modell von Boudon umzusetzen. Insbesondere bei der Sekundäranalyse sind verschiedene Informationen häufig nicht vorhanden, wie zum Beispiel die Schulleistung und die damit verbundene Wahrnehmung von Handlungsalternativen sowie die Kosten-, Nutzen- und Risikoschätzungen von Bildungsalternativen. Es ist deshalb auch nicht möglich, zwischen primären und sekundären Herkunftseffekten bzw. zwischen den ungleichheitsgenerierenden Mechanismen der ersten und zweiten Stufe zu trennen. Da darüber hinaus genaue Angaben über in den einzelnen Bundesländern unterschiedlich durchgeführte Bildungsreformen und zu anderen institutionellen Veränderungen fehlen (Müller und Haun 1994), lassen sich auch Effekte der Bildungsreform nicht von den evtl. Veränderungen des Zusammenhangs zwischen sozialer Herkunft und Bildungsbeteiligung trennen. Deshalb kann es in dieser Arbeit nicht um eine Hypothesenprüfung im eigentlichen Sinn, sondern nur um eine theoretisch geleitete Beschreibung der Zusammenhänge zwischen der Bildungsbeteiligung und den zur Verfügung stehenden Indikatoren zur sozialen Herkunft gehen.

Im folgenden wird zur Veränderung der erklärungsrelevanten Faktoren ab 1950 zunächst der institutionelle Wandel des Schulsystems und die möglicherweise damit zusammenhängenden Konsequenzen für die Entwicklung der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung beschrieben. Hierbei wird versucht, die Zusammenhänge mit den nach Boudon zu berücksichtigenden Modellbestandteilen Kosten, Nutzen und Risiko darzustellen. Im Anschluß daran werden mögliche Veränderungen des Zusammenhangs zwischen Bildungsbeteiligung und sozialer Herkunft diskutiert.

### **2.4.1 Institutionelle Veränderungen ab 1950**

Bei den meisten der folgenden institutionellen Veränderungen ist zunächst kein direkter Zusammenhang mit der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung gegeben. In welcher Hinsicht die verschiedenen Maßnahmen zum Abbau der Ungleichheit beigetragen haben können, ist deshalb noch zu präzisieren. Es erscheint jedoch sinnvoll, die institutionellen Veränderungen vorab zusammenfassend darzustellen. Diese betreffen die schulische Selektion, den Ausbau des Bildungswesens und die direkten Kosten- bzw. Nutzenaspekte des Schulbesuchs.

Mit dem Wegfall der obligatorischen Aufnahmeprüfungen für den Besuch weiterführender Schulen wurden ab 1959 die Auslesebestimmungen gelockert (Hansen et al. 1986; Kuhlmann 1972: 22). Die Einrichtung von Förder- bzw. Orientierungsstufen in den 5. und 6. Klassen ab den siebziger Jahren zielte auf eine größere Durchlässigkeit bei der Sekundarstufe I (Lundgreen 1981: 29). In verschiedenen Bundesländern wurde den Eltern ein größeres, teilweise sogar das entscheidende Recht der Schulartwahl eingeräumt (Avenarius und Jeand'Heur 1992: 26; Hansen et al. 1986: 70). Diese erleichterten Übergangsmöglichkeiten auf weiterführende Schulen und der Rückgang des vorzeitigen Abgangs vom Gymnasium (vgl. Bofinger 1990; Roeder und Schmitz 1995) können insbesondere ab den siebziger Jahren zu einem Rückgang der sozialen Selektivität im Schulbesuch geführt haben.

Ab den sechziger Jahren wurden mit der Einrichtung von beruflichen Bildungsgängen, an denen auch mittlere Abschlüsse erreicht werden können, neue Weiterbildungsmöglichkeiten geschaffen bzw. alte Barrieren abgebaut (vgl. Burkhard 1978; Kernich-Möhringer 1989). Insgesamt ist zu erwarten, daß diese einzelnen Bildungsreformen frühere Einschränkungen der Bildungswahl aufgehoben und die Selektivität abgeschwächt haben.

Schließlich bewirkt der Ausbau des Bildungswesens und die Neugründung von Realschulen und Gymnasien ab Mitte der sechziger Jahre eine leichtere Erreichbarkeit von weiterführenden Schulen (vgl. BMFS 1994: 234) und reduziert damit nicht nur die materiellen (z.B. Fahrtkosten), sondern auch die immateriellen Kosten (z.B. Wegezeiten) des Besuchs weiterführender Schulen. Direkt mit dem materiellen Kostenaspekt verbunden ist die endgültige Abschaffung des Schulgeldes für weiterführende Schulen in den fünfziger Jahren (Herrlitz et al. 1981: 149; Rodax 1989: 9). Zusammen mit der gestiegenen öffentlichen Förderung sind damit die direkten Kosten des Schulbesuchs stark gesunken (vgl. Weishaupt et al. 1988: 317).

Jedoch hat die Umstellung der Studentenförderung (BAFöG) auf Teildarlehen ab Anfang der achtziger Jahre zusammen mit der Einführung des Numerus Clausus für bestimmte Studienfächer die Schulbesuchskosten wieder vergrößert. Es wird angenommen, daß diese Entwicklung bei den unteren Klassen zur Abwertung des Abiturs als angestrebtem Bildungsabschluß im Vergleich zu anderen Bildungswegen geführt hat (Böttcher et al. 1988; Bolder 1984).

Mit der Verlängerung der Vollzeitschulpflicht auf 9 Jahre zu Beginn der sechziger Jahre veränderten sich Kosten- und Nutzenaspekte des Hauptschulabschlusses. Hinsichtlich des bei einer längeren Schulzeit entstehenden Einkommensverlusts kann von einer Angleichung der Opportunitätskosten der Bildungsalternativen Haupt- vs. Realschule gesprochen werden. Es

ist deshalb davon auszugehen, daß die Verlängerung der Vollzeitschulpflicht den Anreiz vergrößert hat, sich für die Realschule als die Alternative mit dem größeren Bildungsertrag zu entscheiden (vgl. Erikson und Jonsson 1996: 33; Müller und Haun 1994: 6).

#### **2.4.2 Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheit**

Seit Mitte der siebziger Jahre, als Mädchen mit Jungen beim Besuch von Realschulen und Gymnasien gleichzogen und mittlerweile sogar in weiterführenden Schulen stärker vertreten sind, ist die traditionelle Bildungsbenachteiligung von Mädchen beim Besuch weiterführender Schulen beseitigt, sie ist jedoch nach wie vor beim Hochschulbesuch feststellbar (Fend 1990).

Die Angleichung in den geschlechtsspezifischen Bildungsunterschieden ist als Folge des allgemeinen gesellschaftlichen Abbaus geschlechtsspezifischer Rollen zu sehen, der mit der Forderung nach der Gleichberechtigung der Frauen in allen Lebensbereichen einher geht (Müller 1998). In diesem Zusammenhang hat sich seit den fünfziger Jahren auch die geschlechtsspezifische Berufsrolle verändert. Wenn für Frauen der Beruf und eine entsprechende Berufsausbildung nicht mehr nur als eine Tätigkeit bis zur Familiengründung betrachtet wird, sondern die Berufsausübung zur längerfristigen Perspektive wird, verändern sich die Kosten- und Nutzenbewertungen von Bildungsmöglichkeiten. Für die Familien wird die Investition in die Ausbildung von Mädchen ebenso wichtig wie bei Jungen (Goldthorpe 1996: 492; Shavit und Blossfeld 1996: 240).<sup>2</sup>

In den für Frauen und Männer getrennt durchgeführten Analysen von Henz und Maas (1995) sind keine wesentlichen Unterschiede im Abbau der herkunfts- und geschlechtsspezifischen Bildungsungleichheit festgestellt worden. Es ist deshalb davon auszugehen, daß die Veränderungen der geschlechtsspezifischen Bildungsbeteiligungen in den verschiedenen sozialen Klassen und in den mit unterschiedlichem Bildungskapital ausgestatteten Familien in gleichem Maße stattgefunden haben.

---

<sup>2</sup> Hinsichtlich der Bedeutung einer qualifizierten Berufsausbildung unterscheiden sich nach Fauser (1984: 17) die Bildungserwartungen von Eltern kaum noch. Jungen orientieren sich jedoch nach wie vor an der traditionellen Rolle eines künftigen Ernährers und äußern im Vergleich zu Mädchen stärkere Zustimmung zur Wichtigkeit einer späteren Berufstätigkeit als Existenzgrundlage für sich selbst bzw. ihre Familie (Schober und Tessaring 1993: 11).

### 2.4.3 Bildungsniveau des Elternhauses

Die Wirkungsmechanismen des Bildungsniveaus der Eltern sind einerseits zurückzuführen auf direkte Vor- und Nachteile bei der Bewältigung der schulischen Anforderungen, z.B. die Hilfe bei Hausaufgaben etc. Andererseits spielt das durch die eigene Bildungskarriere geprägte Wissen der Eltern über den Aufbau des Schulsystems und die schulischen Anforderungen eine wichtige Rolle für die nach der Grundschule zu treffende Bildungsentscheidung (Erikson und Jonsson 1996: 26; Fend 1990: 701).

Der modernisierungstheoretische Ansatz und die Theorie kultureller Reproduktion gehen davon aus, daß ökonomische Ressourcen der Familie für die Realisierung von Bildungschancen der Kinder im Zeitverlauf an Bedeutung verloren haben. Die Theorie kultureller Reproduktion misst dem Bildungsniveau des Elternhauses jedoch eine wachsende Bedeutung bei. In Anlehnung an diesen Ansatz ist im Zeitverlauf zu erwarten, daß die mit einem größeren kulturellen Kapital ausgestatteten oberen Klassen vor allem den Ausbau von Gymnasien nutzen, während die unteren Klassen stärker vom Ausbau der Realschulen Gebrauch machen.

Zu den Kernergebnissen der empirischen Bildungsforschung zählt, daß Kinder aus den unteren Klassen nach der Grundschule selbst bei erfüllter Leistungsvoraussetzung bzw. entsprechenden Noten seltener auf eine weiterführende Schulen wechseln als Kinder der oberen Klassen (Fend 1990: 698). Das in den sechziger Jahren ausgebaute Bildungsangebot und die in der Reformdiskussion geforderte „Ausschöpfung von Bildungsreserven“ zielten insbesondere auf eine überproportionale Bildungsbeteiligung der unteren Klassen. Das verbesserte Bildungsangebot können im Prinzip aber alle Klassen nutzen. Die unteren Klassen können ihre Beteiligung im Vergleich zu den oberen Klassen dann stärker erhöhen, wenn die oberen Klassen ihre "Begabungsreserven" bereits stärker ausgeschöpft haben und näher an einer "Sättigungsgrenze" liegen. Indikatoren für Begabungsreserven, wie z.B. Schulleistungen, sind jedoch in den meisten Daten nicht vorhanden. Um dennoch Sättigungseffekte untersuchen zu können, muß von der plausiblen Annahme ausgegangen werden, daß sich die ungleiche Verteilung der herkunftsspezifischen Leistungsunterschiede im Zeitverlauf nicht verändert hat (Handl 1985: 704).<sup>3</sup>

Die von Blossfeld gefundene Konstanz der Bildungsungleichheit wird vor allem auf das Ausbleiben von Sättigungseffekten zurückgeführt (1993: 73). Wenn jedoch die mit dem Motto

„Ausschöpfung von Bildungsreserven der unteren Schichten“ verbundenen Reformhoffnungen eingetreten sind und die Sättigungshypothese zutrifft, sollten ab den sechziger Jahren die unteren Klassen ihren Rückstand beim Besuch weiterführender Schulen reduziert haben. Da der Zusammenhang zwischen den Schulleistungen und der elterlichen Bildung stärker sein dürfte als der Zusammenhang mit der Klassenlage, ist das Bildungsniveau des Elternhauses zur Untersuchung von Sättigungseffekten der geeignetere Indikator (vgl. Müller und Haun 1994: 7).

#### **2.4.4 Berufliche Stellung bzw. soziale Klassenlage**

Von der Bildungs- und Ungleichheitsforschung wird die soziale Lage des Elternhauses als Indikator klassen- oder schichtspezifischer Werthaltungen sowie der materiellen Lage betrachtet. Veränderte Einflüsse auf die Bildungsungleichheit können mit beiden Dimensionen zusammenhängen.

Aus handlungstheoretischer Perspektive wird angenommen, daß in den sozialen Klassen oder Schichten verschiedene Werte und Auffassungen über den realisierbaren Nutzen von Bildung bestehen. Diese Unterschiede resultieren daraus, daß das Erreichen eines gegebenen Bildungsziels in Abhängigkeit von der sozialen Position und den verfügbaren Ressourcen einen verschieden hohen Aufwand erfordert. So kann man mit Boudon grundlegend annehmen, daß Kinder der oberen Klassen mehr zu verlieren haben, wenn sie eine weiterführende Schule, die für das Erreichen der sozialen Lage der Eltern für nötig gehalten wird, nicht besuchen als Kinder der unteren Klassen, die damit ihre soziale Lage im Vergleich zum Status der Eltern verbessern können.<sup>4</sup>

Bei den Familien der Landwirte kann eine Aufwertung bildungsbezogener Werte seit den fünfziger Jahren aus zwei Gründen angenommen werden. Einerseits sind die Landwirtschaftsbetriebe kapitalintensiver und technisierter geworden, so daß zur Betriebsführung stärker als zuvor berufliche Bildungsqualifikationen erforderlich sind. Andererseits führte der starke Konzentrationsprozess zur Schließung vieler unrentabler Betriebe. Die betroffenen

---

<sup>3</sup> Diese Annahme läßt sich auf Grund fehlender Vergleichsdaten nicht prüfen. Verschiedene Ergebnisse ab den 50er Jahren weisen jedoch sehr ähnliche Zusammenhangsmuster zwischen sozialer Herkunft und Schulleistungen auf (vgl. Ditton 1992: 132; Loreth 1973; Müller 1956: 133).

<sup>4</sup> Zur Annahme klassenspezifischer Bildungswerte vgl. Boudon 1974: 23: "... the tendency of lower-class youngsters to expect lower status does not simply imply that their level of aspiration is lower. It simply means that the distance they have to travel to reach a given social status will be different from the distance covered by middle-class youngsters."

Familien müssen sich für ihre Kinder nach alternativen Beschäftigungsmöglichkeiten auf dem Arbeitsmarkt umsehen. Auch in diesem Fall ist der Erwerb formaler Bildungsqualifikationen wichtiger geworden (vgl. Ambrosius und Kaelble 1992: 23, 25; Müller und Haun 1994: 7, 36-37).

Die an die Volksschule anschließende Berufslehre war für Arbeiterkinder der typische Bildungsweg. Für eine Reihe von Ausbildungsberufen (z.B. technische und Verwaltungsberufe) sind die Eingangsvoraussetzungen auf den Realschulabschluß angehoben worden. Des Weiteren haben sich ab Mitte der siebziger Jahre die Chancen von Hauptschülern im Wettbewerb um anspruchsvollere Ausbildungsstellen verschlechtert. Beide Entwicklungen lassen vermuten, daß sich bei den unteren Klassen bildungsbezogene Werte verändert haben und nun stärker als zuvor mittlere und höhere Abschlüsse angestrebt werden (vgl. Müller und Haun 1994: 7, 36-37).

Die soziale Klassenlage wird auch als Indikator für die materielle Lage der Herkunftsfamilie herangezogen (Erikson und Jonsson 1996: 20; Henz und Maas 1995).<sup>5</sup> Diesbezüglich ist darauf hinzuweisen, daß die in den fünfziger bis siebziger Jahren erheblich gestiegenen Realeinkommen insbesondere bei den Arbeiterhaushalten ab Ende der fünfziger Jahre zu spürbaren Verbesserungen geführt haben. Damit wurde eine Verwendung von Einkommensbestandteilen, die sonst für die Befriedigung von Grundbedürfnissen benötigt wurden, für andere Zwecke möglich (Ambrosius und Kaelble 1992; Müller und Haun 1994: 7; Wildt 1996). Des Weiteren hat die Verbesserung der materiellen Lage bei den unteren Klassen dazu beigetragen, die Notwendigkeit einer frühen Erwerbstätigkeit der Kinder als zusätzliche Einkommensquelle aufzuheben.

Vom Abbau der Schulbesuchskosten in Folge des verbesserten Schulangebots und von der gestiegenen staatlichen Ausbildungsförderung können nicht nur die einkommensschwächeren sozialen Gruppen Nutzen ziehen. Für die Erklärung der sozial ungleichen Bildungsbeteiligung gilt jedoch, daß ärmere Familien einen engeren finanziellen Spielraum als reichere Familien haben um die mit der Bildung der Kinder verbundenen Kosten zu tragen. Das heißt, die Grenzkosten des Schulbesuchs sind für ärmere Familien größer. Auf Grund dieses Grenzkosten

---

<sup>5</sup> Eine wichtige Voraussetzung bei der Analyse von Veränderungen der Bildungsungleichheit ist die Annahme, daß sich die klassenspezifische Einkommensverteilung im Zeitablauf nicht geändert hat. Diese Annahme läßt sich auf Grund der Datenlage für den Untersuchungszeitraum 1950-1989 nur schwer prüfen. Abelshauser (1983: 132-147) berichtet für den Zeitraum von 1950-80 keine bedeutenden Veränderungen der relativen Einkommenspositionen. Hauser und Becker (1994) finden für den Zeitraum der siebziger und achtziger Jahre ebenfalls insgesamt nur geringfügige Veränderungen der Einkommensungleichheit.

steneffekts sind in Bezug auf die Verbesserungen der Realeinkommen sowie hinsichtlich der Reduktion von direkten und indirekten Ausbildungskosten (s. Abschnitt 2.4.1) bei den unteren sozialen Klassen stärkere Auswirkungen der veränderten Einkommens- bzw. Kostensituation anzunehmen als bei den oberen Klassen.

Zusammenfassend sind sowohl in Bezug auf die Verbesserungen der materiellen Lage als auch hinsichtlich der Änderung ausbildungsbezogener Werthaltungen bei Arbeiter- und Bauernfamilien Veränderungen im Schulbesuch in Richtung einer stärkeren Beteiligung in Realschulen und Gymnasien sowie eine Verringerung des Abstands zu den oberen Klassen zu erwarten.

### **3. Daten und verwendete Variablen**

#### **3.1 Datenbasis**

Um die Fragen zur Entwicklung der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung untersuchen und um Aussagen über mögliche Veränderungen des herkunftsspezifischen Schulbesuchs im Zusammenhang mit der Bildungsexpansion ab den sechziger Jahren treffen zu können, werden Daten für den Zeitraum davor und danach benötigt. Für die Analysen stehen Mikrozensus- und Volkszählungsdaten zur Verfügung, die Querschnittsangaben zur Bildungsbeteiligung von 1950 bis 1989 im Abstand von rund 10 Jahren enthalten. Der auf Grund der hohen Fallzahl kleine Stichprobenfehler erlaubt die Untersuchung von Veränderungen auch kleinerer Gruppen, so daß es aus Fallzahlgründen nicht nötig ist, zur Beschreibung der Effekte der sozialen Herkunft metrische Skalen wie z.B. Status, Prestige und Bildungsjahre zu verwenden. Bei solchen Skalen erscheint die Quantifizierung von Herkunftsressourcen in der Form gradueller Abstufungen und der in der Praxis zumeist unterstellte lineare Zusammenhang mit der abhängigen Variablen problematisch (Braun und Müller 1997; Müller 1979, 1997).<sup>6</sup> Diese lange Datenreihe liegt jedoch nur für deutsche Personen vergleichbar vor, so daß Fragen zur Bildungsbeteiligung von Ausländerkindern nicht untersucht werden können (vgl. hierzu Alba et al. 1994; Büchel und Wagner 1996).

Zur Situation vor der Bildungsexpansion enthält die Mikrozensus-Zusatzerhebung "Berufliche und soziale Umschichtung der Bevölkerung" vom April 1971 unter anderem Angaben über

---

<sup>6</sup> Beispielsweise werden bei der Variablen Bildungsjahre der Eltern gleiche Verrechnungseinheiten der in Bezug auf den Erwerb „kulturellen Kapitals“ erheblich unterschiedlichen Bildungsabschlüsse Hauptschule, Lehre, Hochschule etc. angenommen.

den Schulbesuch zu den Zeitpunkten 1950 und 1960. Diese Retrospektivangaben liegen nur für deutsche Personen vor, die zu diesen Zeitpunkten 14 Jahre und älter waren (Handl et al. 1975; Tegtmeyer 1979). Aus Vergleichbarkeitsgründen wird diese untere Altersgrenze auch für die nachfolgenden Daten übernommen. In den Analysen werden nur Personen berücksichtigt, die 1950 bzw. 1960 zur Wohnbevölkerung zählten.

Zum Zeitpunkt 1971 sind in der Mikrozensus-Zusatzerhebung lediglich Angaben der Personen im Alter von 15 Jahren und älter enthalten. Aus diesem Grund wird die 1-Prozent-Stichprobe der Wohnbevölkerung verwendet, die aus der 10%-Stichprobe der Volkszählung von 1970 mit den Ergänzungsfragen gezogen wurde (Bach et al. 1980; Schimpl-Neimanns und Frenzel 1995). In der Volkszählung wurden – wie in den anderen Mikrozensus mit Ausnahme der Zusatzerhebung – keine Fragen zur sozialen Herkunft gestellt. Diese Daten stammen jedoch aus Haushaltsstichproben, so daß für Personen, die zum Zeitpunkt der Erhebung im elterlichen Haushalt leben, Angaben zu den Eltern leicht ermittelt werden können. Da Jugendliche über 18 Jahre häufig nicht mehr im elterlichen Haushalt wohnen und deshalb zu deren sozialer Herkunft keine Angaben verfügbar sind, wird nur die Altersgruppe der 14-18jährigen betrachtet.

Erst seit 1982 wird im Mikrozensus im zweijährigen Turnus die Stellung in der betrieblichen Hierarchie erfragt. Da diese ähnlich wie in der Mikrozensus-Zusatzerhebung vorliegende Information für die vergleichbare Konstruktion der beruflich-sozialen Herkunft wichtig ist, wird der Mikrozensus 1982 verwendet. Die Datenbasis bilden anonymisierte Mikrozensusstabellen, die mit Hilfe des Statistischen Informationssystem des Bundes (STATIS-BUND) erstellt wurden.<sup>7</sup>

Mit dem Mikrozensus 1989 können letztmals Informationen über die besuchte Schulart ermittelt werden. Ab 1990 unterscheidet die geänderte Frage zum Schulbesuch nur noch nach Klassenstufen und es wird lediglich der Besuch der gymnasialen Oberstufe (Klasse 11-13) direkt erfragt. Die faktisch anonymisierten Einzeldaten des Mikrozensus 1989 liegen als 70%-Substichprobe vor (Frenzel et al. 1994).

Für den Zeitraum von 1950 bis Ende der achtziger Jahre werden somit Informationen aus vier verschiedenen Datenquellen mit teilweise unterschiedlichem Fragenprogramm zusammengetragen. Sofern sich hieraus Einschränkungen der Vergleichbarkeit ergeben, wird im folgenden darauf hingewiesen.

## **3.2 Variablenkonstruktion**

### **Die abhängige Variable Schulbesuch**

Es liegen Angaben über den Schulbesuch vor sowie zum erreichten Bildungsabschluß, falls keine allgemeinbildende Schule mehr besucht wird. Von diesen Angaben interessiert in erster Linie der Schultyp des dreigliedrigen Schulsystems (Volks-/Hauptschule<sup>8</sup>, Realschule, Gymnasium). Da der Verbleib im Schulsystem von zentraler Bedeutung für die Frage nach der sozialen Selektivität der Bildungsbeteiligung ist, dürfen Jugendliche, die keine Schule des dreigliedrigen Schulsystems mehr besuchen, nicht aus der Analyse ausgeschlossen werden. Zu dieser Gruppe gehören 1982 und 1989 die Besucher von Integrierten Gesamtschulen (IGS), die keiner Schulart des dreigliedrigen Schulsystems zugeordnet werden können. Erwerbstätige, Lehrlinge, andere Absolventen einer beruflichen Ausbildung oder sonstige nichterwerbstätige Jugendliche werden in gesonderten Kategorien erfaßt. Innerhalb der Gruppe der Jugendlichen, die keine allgemeinbildende Schule mehr besuchen, ist jedoch nach dem erreichten allgemeinbildenden Abschluß zu unterscheiden. Jugendliche mit Mittlerer Reife haben eine Realschule oder ein Gymnasium besucht und dort ihren Abschluß erworben. Bei den Jugendlichen, die zum Berichtszeitpunkt weder eine allgemeinbildende Schule besuchen noch über einen mittleren Bildungsabschluß verfügen, kann davon ausgegangen werden, daß es sich um Absolventen der Volks- bzw. Hauptschule handelt. Diese Kategorien Volks-/Hauptschulabschluß und Realschulabschluß sowie IGS-Besuch werden ergänzend zum Besuch einer Schulart des dreigliedrigen Schulsystems ausgewiesen.

### **Demographische Variablen**

Neben dem Geschlecht wird eine gruppierte Altersvariable verwendet. Die Altersvariable wurde in Anlehnung an die typische Altersgruppe in den Sekundarbereichen dichotomisiert: 14-15jährige (Sekundarbereich I) und 16-18jährige (Sekundarbereich II).

### **Bildungsniveau des Elternhauses**

Als ein einfacher Indikator des kulturellen Kapitals in der Familie werden die Angaben zum höchsten erreichten allgemeinbildenden und beruflichen Ausbildungsabschluß der Eltern kombiniert, wobei das Bildungsniveau des Elternhauses durch den höheren der Abschlüsse

---

<sup>7</sup> Für die Unterstützung bei der Tabellenerstellung danke ich Ulrich Greiner (Statistisches Bundesamt).

der Eltern erfaßt wird.

Im unteren Bereich wird zwischen höchstens einem Volks-/Hauptschulabschluß und diesem Abschluß mit zusätzlicher Berufslehre unterschieden. Die Abgrenzung der nächsten Bildungsstufe Berufsfach-, Fach- oder Technikerschule ist mit geringfügigen Einschränkungen in der Vergleichbarkeit behaftet, da in der Mikrozensus-Zusatzerhebung 4/1971 die allgemeinbildenden und beruflichen Abschlüsse nicht getrennt, sondern kombiniert erfragt wurden. In der Bildungsfrage von 1971 rangiert der Abschluß einer Berufsfachschule über dem Realschulabschluß. Kontrollauswertungen der 1%-Stichprobe der Volkszählung 1970 haben zwar gezeigt, daß der überwiegende Teil der Personen mit einem Berufsfachschulabschluß höchstens einen Volksschulabschluß besitzt, es erscheint jedoch zweckmäßig, die Kategorie Fach-/Technikerschule getrennt auszuweisen. Bei den mittleren Abschlüssen wird zwischen Mittlerer Reife und Abitur (einschl. Fachhochschulreife) unterschieden. Aus Vergleichbarkeitsgründen sind Fachhochschul- und Hochschulabschlüsse (einschl. Ingenieurschule) zusammengefaßt und bilden die höchste Bildungsgruppe für die Eltern bzw. den alleinerziehenden Elternteil.

### **Berufliche Stellung des Familienvorstands**

Die soziale Klassenlage wird mit Hilfe der beruflichen Stellung des Familienvorstands abgegrenzt; in vollständigen Familien ist dies immer der Vater. Weil insgesamt nur wenige Mütter erwerbstätig sind, wird nur der Status des Vaters bzw. Familienvorstands herangezogen.

In der Mikrozensus-Zusatzerhebung 4/1971 wurde die berufliche Stellung für die sozialrechtlichen Kategorien (Arbeiter, Angestellte, Beamte, Selbständige) bereits differenziert nach ihrer beruflichen Qualifikation bzw. ihrer Stellung in der betrieblichen Hierarchie erhoben. Bei Selbständigen erfolgte die Unterscheidung nach dem Wirtschaftszweig (in bzw. außerhalb der Landwirtschaft). Diese Angaben können für die Variable berufliche Stellung rekodiert bzw. direkt verwendet werden. Um die Vergleichbarkeit der Daten ab 1970 zu verbessern, wird neben den Angaben zur sozialrechtlichen Stellung und zur Stellung in der betrieblichen Hierarchie die Berufsklassifikation nach Blossfeld (1983) herangezogen.<sup>9</sup>

---

<sup>8</sup> In den verwendeten Daten sind Besucher bzw. Absolventen von Sonderschulen nicht von denen der Volks- bzw. Hauptschulen zu unterscheiden, da der Besuch von Sonderschulen nicht gesondert erfaßt wurde.

<sup>9</sup> Mit den Volkszählungsdaten 1970 können Facharbeiter von den un-/angelernten Arbeitern nur durch den Vergleich des erlernten und ausgeübten Berufes sowie mit Hilfe der Information über eine absolvierte Lehrausbildung abgegrenzt werden. Dieses Vorgehen führt zu einer Untererfassung der Facharbeiter. Ein anderes Vergleichsproblem stellt sich bei den Beamten, die in der Mikrozensus-Zusatzerhebung 4/1971 nach der Amtsbezeichnung unterschieden wurden. Im Mikrozensus 1982 und 1989 steht jedoch keine Angabe über

Es werden folgende beruflich-sozialen Positionen unterschieden: Bei den abhängig Beschäftigten in manuellen bzw. nicht-manuellen Berufen wird zwischen un- und angelernten Arbeitern (1), Facharbeitern (2), Vorarbeitern und Meistern (3), einfachen Angestellten und Beamten (4), qualifizierten Angestellten und Beamten (5) sowie leitenden Angestellten und Beamten, einschließlich den akademischen Berufen und Ingenieuren (6) differenziert. Bei den Selbständigen werden Selbständige Landwirte (7) und Selbständige außerhalb der Landwirtschaft (8) - jeweils einschließlich Mithelfende Familienangehörige unterschieden.<sup>10</sup> Nichterwerbstätige Familienvorstände werden extra ausgewiesen.

Wie bereits erwähnt, können Merkmale der sozialen Herkunft – mit Ausnahme der in der Mikrozensus-Zusatzerhebung 4/1971 retrospektiv erfragten Angaben – nur für jene Jugendlichen ermittelt werden, die noch im elterlichen Haushalt wohnen. Für Fälle ohne Elternangaben wurde eine Dummy-Variable gebildet.

#### **4. Zur Wahl eines statistischen Modells für die Analyse der Bildungsungleichheit**

Vor dem Hintergrund der teilweise widersprüchlichen Forschungsergebnisse zur Bildungsungleichheit wurde unter anderem die Frage aufgeworfen, welche Analyseverfahren für diese Art von Untersuchungen geeignet sind (Ditton 1995; Kraus 1996; Müller und Haun 1994). Im folgenden werden deshalb zunächst die wichtigsten Ergebnisse der Methodendiskussion skizziert. Im Anschluß daran wird diskutiert, ob das von Mare (1980) vorgeschlagene sequentielle Logit-Modell beim deutschen Bildungssystem anwendbar ist.

Die Messung von Bildungsungleichheit erfolgte in der Vergangenheit häufig mittels Prozentsatzdifferenzen und linearen Regressionen. Unter methodischen Gesichtspunkten sind jedoch beide Verfahren nur eingeschränkt für die Analyse von Bildungsungleichheit geeignet.

Die Veränderung der Anteilswerte von Personen in bestimmten Bildungskategorien nach sozialer Herkunft (Prozentsatzdifferenz) drückt die zeitliche Veränderung der Zugangschancen

---

den Dienstrang zur Verfügung. Bei der Konstruktion der vergleichbaren Variablen für die Mikrozensus-Zusatzerhebung wurden die Beamten des einfachen Dienstes der Gruppe der einfachen Angestellten und Beamten zugeordnet. In den Daten 1970, 1982 und 1989 wurden Beamte, die manuelle Berufe ausüben, entsprechend den Angaben zur Stellung in der betrieblichen Hierarchie den Arbeitergruppen zugewiesen. Verschiedene Kontrollauswertungen auf Basis der Volkszählung 1970, in welcher sowohl der Dienstrang als auch die Berufsbezeichnungen enthalten sind, zeigten, daß diese unterschiedlichen Zuordnungsregeln die Vergleichbarkeit nicht beeinträchtigen.

aus. In die Maßzahl der Prozentsatzdifferenz fließen jedoch auch Effekte der Größenveränderungen sowohl der Zusammensetzung der sozialen Herkunftsgruppen als auch der Größe der Bildungskategorien selbst ein. Insbesondere wegen des verzerrenden Einflusses von Veränderungen in der Bildungsbeteiligung auf die Prozentsatzdifferenz, d.h. von Strukturveränderungen des Bildungssystems, sind Veränderungen der herkunftsspezifischen Selektionseffekte nicht von den Expansionseffekten zu trennen. Prozentsatzdifferenzen sind deshalb kein methodisch zuverlässiges Maß für die zeitlichen Veränderungen von ungleichen Bildungschancen (Handl 1984). Lineare Regressionen des höchsten erreichten Schulabschlusses auf Faktoren der sozialen Herkunft etc. sind mit dem gleichen methodischen Problem der Konfundierung von Selektions- und Expansionseffekten behaftet (Mare 1980).

Um zwischen Selektionseffekten zur Messung der Bildungsungleichheit einerseits und zwischen Expansionseffekten des Bildungssystems andererseits zu trennen, müssen folglich andere Verfahren verwendet werden. Das Prozentsatzverhältnis ist als Maß für die relative Ungleichheit besonders geeignet, da es nicht von den Randverteilungen abhängt und somit nicht von Effekten der Strukturveränderung des Bildungssystems bzw. der Größenveränderung der Zusammensetzung von Bildungskategorien beeinflusst wird. Logit-Modelle oder loglineare Modelle, bei denen das (logarithmierte) Prozentsatzverhältnis geschätzt wird, sind deshalb geeignete Analyseverfahren (Sobel 1995: 260).

Als fortgeschrittenes Analyseinstrument gilt in dieser Hinsicht das sequentielle Logit-Modell, welches Mare (1980) für die Analyse der Bildungsungleichheit vorgeschlagen hat. Es hat sich in der international vergleichenden Bildungs- und Ungleichheitsforschung mittlerweile als Standardverfahren etabliert. In Anlehnung an Boudon (1974) wird dabei der erreichte Bildungserfolg als Ergebnis einer Sequenz von Übergangswahrscheinlichkeiten in die jeweils nächsthöhere Bildungsstufe betrachtet, wobei für jede Übergangsstufe ein eigenes Logit-Modell geschätzt wird. Bei der Anwendung auf das deutsche Bildungssystem wird in einem ersten Schritt das Chancenverhältnis modelliert, eine weiterführende Schule (Realschule, Gymnasium) vs. eine Volks- oder Hauptschule zu besuchen, bzw. einen entsprechenden Bildungsabschluß dieser Einrichtungen zu erwerben. In dem Logit-Modell der nächsten Stufe wird für die Besucher bzw. Absolventen der weiterführenden Schulen das Chancenverhältnis

---

<sup>10</sup> Eine Differenzierung der heterogenen Kategorie aller Selbständigen außerhalb der Landwirtschaft, in der sich sowohl kleine Handwerker als auch tätige Inhaber großer Betriebe oder Beschäftigte in freien akademischen Berufen befinden, war mit der Mikrozensus-Zusatzerhebung 4/1971 nicht möglich.

des Besuchs bzw. Abschlusses des Gymnasiums und der Realschule geschätzt. Andere Bildungsstufen werden analog modelliert.

Zur Übertragbarkeit des Analysevorschlags von Mare auf das deutsche Bildungssystem haben Henz und Maas (1995) darauf hingewiesen, daß die auf Basis des höchsten erreichten Abschlusses unterstellten Bildungssequenzen im deutschen Schulsystem nur mit Unschärfen angenommen werden können, denn anders als im US-amerikanischen Bildungssystem gibt es in Deutschland parallele, zum gleichen Abschluß führende Bildungswege. Beispielsweise kann die Mittlere Reife sowohl auf der Realschule als auch im Gymnasium, aber auch in beruflichen Fachschulen erlangt werden. Auf Basis des höchsten erreichten Bildungsabschlusses sind somit nur eingeschränkte Schlüsse auf die zurückgelegte Bildungslaufbahn möglich. Ansatzweise kann dieser Nachteil bei der Verwendung von Schulbesuchsdaten vermieden werden. Da jedoch einerseits nicht jeder Schulbesuch zu einem äquivalenten Abschluß führt und andererseits Abschlüsse später nachgeholt werden können, erlauben Schulbesuchsdaten keine Aussagen in Bezug auf die Ergebnisungleichheit.

Ein statistisches Problem der Methode von Mare besteht darin, daß die Ergebnisse der einzelnen Logit-Modelle nicht einfach zu einem Gesamtergebnis zusammengefaßt werden können, da die jeweils betrachteten Teilpopulationen sich teilweise überschneiden (vgl. Müller und Haun 1994: 33). Über diese bekannten Punkte hinaus stellen sich in theoretischer und methodischer Hinsicht weitere Fragen der Übertragbarkeit sequentieller Logit-Modelle auf das deutsche Bildungssystem.

In der folgenden Modellkritik steht der entscheidungstheoretische Aspekt der Modellierung von „School Continuation Decisions“ (Mare 1980) im Vordergrund, da er für die Beurteilung der Anwendbarkeit und die inhaltliche Interpretation der Schätzergebnisse von zentraler Bedeutung ist. Es sollte aber nicht außer Acht gelassen werden, daß es für die Wahl von Logit-Modellen neben dem Vorteil der Trennung von Selektions- und Expansionseffekten noch andere Gründe geben kann (vgl. Andreß et al. 1997; Urban 1993: 102-119).

Die entscheidungstheoretisch begründete Modellierung der Bildungsbeteiligung bzw. -wahl als sequentieller Entscheidungsprozeß geht davon aus, daß sich die Schüler bzw. ihre Familien jeweils zwischen den Alternativen zu entscheiden haben, ob nach dem Durchlaufen einer Schulform auf die nächsthöhere gewechselt werden soll oder nicht. Diese Annahme paßt zum US-amerikanischen Bildungssystem, das durch aufeinander aufbauende Schulformen gekennzeichnet ist. Institutionell verschieden ist jedoch die deutsche Situation. Am Ende der Primar-

stufe steht mit der Entscheidung über den Besuch einer von mehreren Schulformen die wichtigste Weichenstellung für die Bildungslaufbahn der Schüler an. Die Schüler, die in eine weiterführende Schule wechseln wollen, müssen sich – mit Ausnahme der ab Anfang der siebziger Jahre eingerichteten Integrierten Gesamtschule – für die Realschule oder ein Gymnasium entscheiden bzw. werden einer Schulform zugewiesen. Während in sequentiellen Logit-Modellen nur der Ausgang jeweils einer binären Entscheidungssituation modelliert wird, stehen Schüler und ihre Familien in dem in Deutschland dominierenden dreigliedrigen Schulsystem vor einer Entscheidungssituation mit mehreren Alternativen.

Des Weiteren sind sequentielle Logit-Modelle mit der Annahme vollständig getrennter Entscheidungsprozesse verbunden. Das bedeutet zum Beispiel, daß bei der ersten Entscheidung zwischen Hauptschule und weiterführender Schule die Eigenschaften der weiterführenden Schultypen keine Rolle spielen. Die entscheidungstheoretische Annahme des sequentiellen Logit-Modells geht also davon aus, daß Eigenschaften, wie beispielsweise die zwischen der Realschule und dem Gymnasium verschiedenen Weiterbildungs- und Berufschancen tatsächlich erst bei der zweiten Entscheidungsstufe über den Besuch der Realschule vs. dem Besuch des Gymnasiums berücksichtigt werden. In der Realität dürften jedoch die Schüler und ihre Familien sehr wohl schon am Ende der Grundschulzeit die mit dem Besuch des Gymnasiums und dem Abitur verbundenen Chancenvorteile gegenüber dem Besuch der Realschule in Erwägung ziehen. Zwar gibt es Hinweise darauf, daß Arbeiterfamilien wegen der Unsicherheit, ob ihre Kinder den Anforderungen höherer Schulen gewachsen sind, dazu tendieren, den weiteren Bildungsverlauf vom erfolgreichen Durchlaufen der ersten Schule abhängig zu machen (Fauser und Schreiber 1987: 53), insgesamt dürfte jedoch die dem sequentiellen Logit-Modell zu Grunde liegende Annahme einer strikt additiven Bildungsplanung beim deutschen dreigliedrigen Schulsystem kaum zutreffen.

Diese Argumente der entscheidungstheoretischen Diskussion von Konsequenzen des dreigliedrigen Schulsystems für die Modellierung der Wahl des Schulbesuchs sprechen sämtlich gegen die Verwendung sequentieller Logit-Modelle. Als alternatives Modell wäre das multinomiale Logit-Modell verwendbar. Dabei wird in entscheidungstheoretischer Sicht die Bildungsbeteiligung als Ergebnis der Wahl einer Schulart betrachtet, wobei die zur Wahl stehenden Alternativen simultan bewertet werden. Zweifellos wären für eine theoretische und statistische Klärung der Frage, welche kognitiven Prozesse bei der Bildungswahl stattfinden, andere Daten notwendig als sie hier vorliegen. Ohne solche Informationen kann die Modellkritik nur mit Hilfe von statistischen Verfahren weitere Hinweise zum geeigneten Modell geben.

Ausgangspunkt für eine statistische Überprüfung des Modelltyps sind die Verteilungsannahmen des in Frage kommenden Modells. Von zentraler Bedeutung ist hierbei die für alle Logit-Modelle grundlegende Annahme, daß die Wahl einer Alternative (z.B. Besuch eines Gymnasiums vs. Realschule) von den anderen Entscheidungsalternativen (z.B. Wahl einer weiterführenden Schule vs. Volks-/Hauptschule) unabhängig ist. Daraus folgt, daß Logit-Modelle nur dann valide Ergebnisse liefern, wenn der Schätzfehler zwischen den verschiedenen Alternativen unabhängig ist bzw. eine Entscheidungsstufe als von vorgelagerten Entscheidungsstufen unabhängig betrachtet werden kann. In der statistischen Literatur ist diese Annahme über den Schätzfehler als "Independence of Irrelevant Alternatives" (IIA) Eigenschaft bekannt (vgl. Maddala 1983).

In der Praxis umfaßt der Schätzfehler neben Zufalls- bzw. Stichprobenfehlern auch Effekte unbeobachteter, aber erklärungsrelevanter Merkmale. Dies hängt damit zusammen, daß einerseits unberücksichtigte Eigenschaften der Alternativen die Wahl beeinflussen haben können, z.B. die typischen Weiterbildungs- und Berufschancen der angestrebten Schulabschlüsse. Andererseits gehen in den Schätzfehler auch Einflüsse unbekannter Eigenschaften der Personen ein, wie z.B. die Schulleistungen und Aspirationsniveaus.

Speziell für die Modellierung von quasi-hierarchischen Entscheidungen bei Wahlen zwischen mehr als zwei gleichartigen Alternativen wurden hierarchische Logit-Modelle (nested logit models) entwickelt (McFadden 1981). Damit kann die bei sequentiellen Logit-Modellen unterstellte hierarchische Entscheidungsstruktur explizit modelliert werden (vgl. Maier und Weiss 1990; Urban 1993). Während in den sequentiellen Logit-Modellen die als ähnlich betrachteten Alternativen in den einzelnen Kontraststufen zusammengefaßt und getrennt geschätzt werden, erfolgt im hierarchischen Logit-Modell keine Zusammenfassung und getrennte Schätzung. Statt dessen wird durch einen speziellen Parameter, dem sogenannten Inklusivwertparameter, explizit ein Maß für die Ähnlichkeit von Elementaralternativen geschätzt. Wenn der Inklusivwertparameter gleich Null ist, gilt, daß sich die Entscheidung zwischen zwei Elementaralternativen (z.B. Realschule vs. Gymnasium) nicht auf die übergeordnete Entscheidung (z.B. Hauptschule vs. weiterführende Schule) auswirkt. Nur in diesem Fall ist die Unabhängigkeitsannahme (IIA-Eigenschaft) gegeben und nur dann liefert die in sequentiellen Logit-Modellen vorgenommene getrennte Schätzung valide Ergebnisse (Maddala 1983: 51). Ist dagegen der Inklusivwertparameter gleich Eins, können für die Modellierung von Handlungswahlen multinomiale Logit-Modelle verwendet werden, welche von einer simultanen Entscheidung für eine Alternative aus einem Satz von Alternativen ausgehen. Das

heißt, mit einem hierarchischen Logit-Modell läßt sich der in den sequentiellen Logit-Modellen angenommene Entscheidungsprozeß (vgl. Blossfeld 1993; Henz und Maas 1995; Müller und Haun 1994) direkt testen.

Eigene Versuche schlugen allerdings fehl, die interessierenden Inklusivwertparameter mit hierarchischen Logit-Modellen auf der Basis der hier verwendeten Daten zu schätzen.<sup>11</sup> Deshalb wurden Spezifikationstest zur Überprüfung der IIA-Annahme nach Hausman und McFadden (1984) verwendet, die auf den Ergebnissen multinomialer Logit-Modelle aufbauen.

Die IIA-Eigenschaft, daß das Verhältnis der Auswahlwahrscheinlichkeiten bestimmter Alternativen nicht davon abhängt, ob andere Alternativen zur Verfügung stehen, kann geprüft werden, indem bei den Schätzungen jeweils einzelne Alternativen aus der Gesamtmenge der Alternativen herausgenommen werden. Falls die Koeffizienten des multinomialen Logit-Modells bei reduzierter Alternativenmenge mit den Koeffizienten der nicht reduzierten Alternativenmenge gleich sind, ist die IIA-Eigenschaft nicht verletzt.

Nach den Ergebnissen dieser Tests treffen die IIA-Annahmen unabhängiger Schätzfehler bei multinomialen Logit-Modellen zu (siehe hierzu im Anhang Tabelle A2). Multinomiale Logit-Modell sind somit für die Analyse des Wandels ungleicher Bildungsbeteiligung verwendbar. Zugleich unterstützt dieses statistische Ergebnis die obigen inhaltlichen Überlegungen zur Modellierung der Wahl von bzw. der Zuweisung zu Schulformen im dreigliedrigen Schulsystem. Durch die Testergebnisse zur IIA-Eigenschaft wird die Annahme hierarchischer Entscheidungsstrukturen zurückgewiesen; das spricht auch gegen die Verwendung sequentieller Logit-Modelle.

Die Ergebnisse der Spezifikationstests unterstützen die Wahl des multinomialen Logit-Modells, das besser zum deutschen dreigliedrigen Schulsystem paßt und deshalb für die folgenden Analysen verwendet wird. Dennoch muß im Hinblick auf eine entscheidungstheoretisch begründete Modellwahl einschränkend festgestellt werden, daß in den Daten lediglich Angaben zum Schulbesuch zu einem bestimmten Zeitpunkt vorliegen. Damit fehlen die in entscheidungstheoretischer Hinsicht wichtigen Informationen zur gewählten Schulform bzw. zur Schule, die direkt nach der Grundschule besucht wurde.

Mit dem multinomialen Logit-Modell wird die Wahrscheinlichkeit eine bestimmte Schule zu besuchen ( $Y=j$ ) in Abhängigkeit von erklärenden Variablen modelliert:

$$P(Y=j) = \frac{\exp(X\beta)}{1 + \sum \exp(X\beta)} \quad \text{für } j=1, 2, \dots, J-1.$$

Die unabhängigen Variablen werden in der Matrix  $X$  zusammengefaßt. Da sich die geschätzten Schulbesuchswahrscheinlichkeiten zu Eins summieren, wird aus Identifikationsgründen eine Kategorie der abhängigen Variablen bzw. der dazugehörige Regressionskoeffizient auf Null gesetzt. Diese Ausprägung übernimmt die Rolle einer Referenzkategorie. Das heißt, die Regressionskoeffizienten messen den Einfluß der unabhängigen Variablen auf das Wahrscheinlichkeitsverhältnis der  $j$ -ten Kategorie zur Referenzkategorie.

## 5. Ergebnisse

In den folgenden Analysen werden die Entwicklungen der Bildungsbeteiligung von 1950 bis 1989 in Abhängigkeit von der sozialen Herkunft nachgezeichnet. Im ersten Schritt werden die Zusammenhänge mit einfachen deskriptiven Auswertungen dargestellt (vgl. Tab. A1 im Anhang). Im Anschluß daran werden die Ergebnisse des Logit-Modells diskutiert.

### 5.1 Deskriptive Ergebnisse

Dahrendorf (1966) hat mit dem Begriff des "katholischen Arbeitermädchens vom Lande" die Kumulation der Bildungsnachteile in Bevölkerungsgruppen charakterisiert. Auf regionale und konfessionelle Faktoren der ungleichen Bildungsbeteiligung kann auf Grund der Daten nicht eingegangen werden. Die Daten erlauben es, die Veränderungen der ungleichen Bildungsbeteiligung in Abhängigkeit von geschlechts- und herkunftsspezifischen Faktoren nachzuzeichnen.<sup>12</sup>

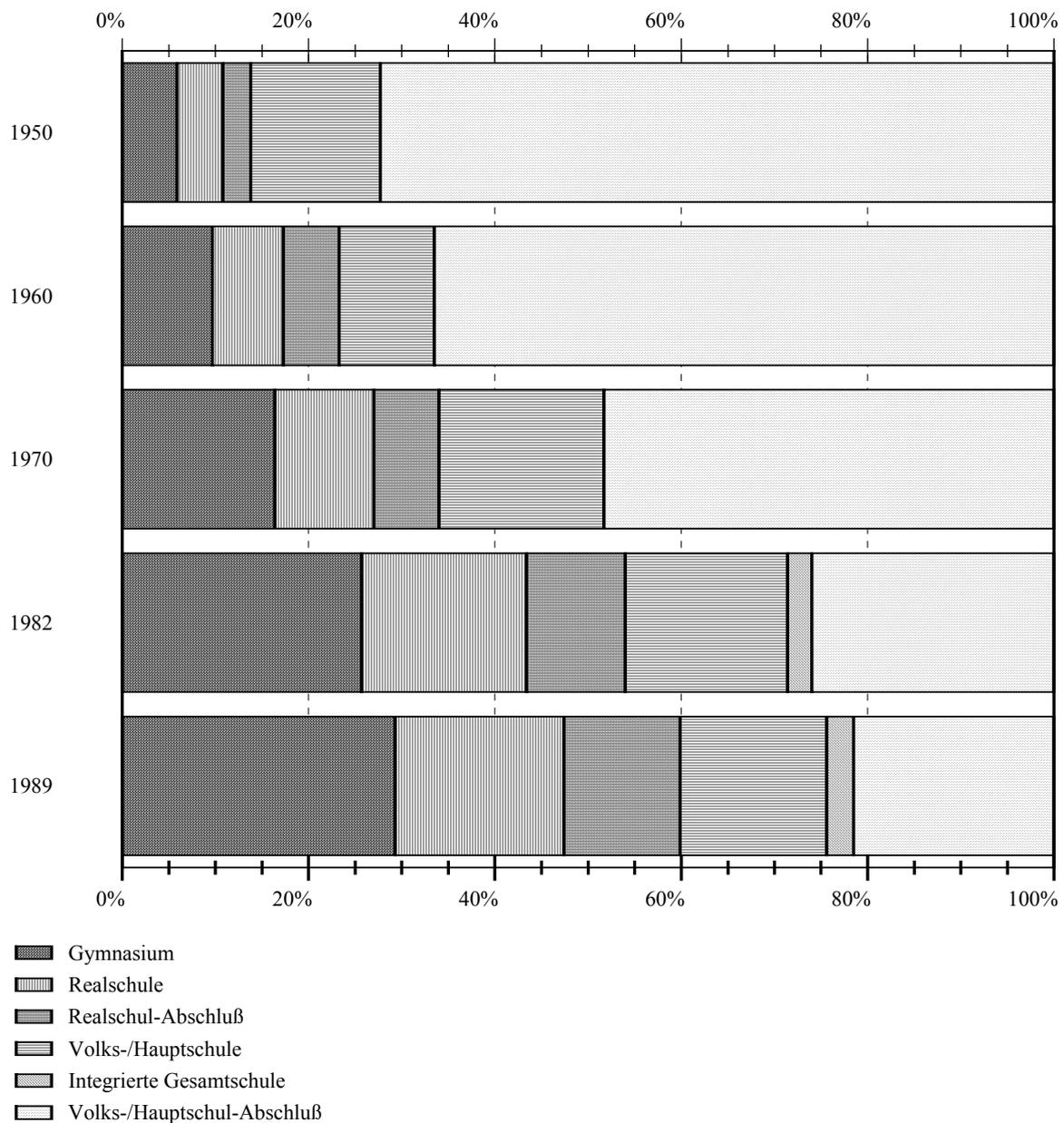
Wie in Abbildung 1 zu sehen, besuchte 1950 von den 14-18jährigen deutschen Jugendlichen mit 72 Prozent die überwiegende Mehrheit keine allgemeinbildende Schule mehr; sie besitzt höchstens einen Volksschulabschluß. Der enorme Rückgang dieses Anteils auf 21 Prozent im Jahre 1989 zeigt die bedeutsamste Veränderung der Bildungsbeteiligung. Die Verlängerung der Mindestschulpflicht auf 9 Jahre spiegelt sich im Anstieg des Anteils der Besucher von Volks- bzw. Hauptschulen nach 1960 deutlich wider.

---

<sup>11</sup> Die Ergebnisse deuteten auf starke Fehlspezifikationen der Modelle hin.

<sup>12</sup> Es wäre natürlich wünschenswert, wenn weitere erklärende Variablen zur Verfügung stünden, wie z.B. Regionalangaben, Geschwisterzahl, Familieneinkommen etc. Diese Angaben liegen für 1950-1989 nicht bzw. nicht vergleichbar vor. Testauswertungen entsprechender Daten für die Zeitpunkte 1970, 82 und 89 sind zwar mit Vergleichbarkeitsproblemen behaftet, weisen aber darauf hin, daß der Beitrag dieser hier nicht berücksichtigten Faktoren zur statistischen Erklärungsleistung bei Logit-Modellen nur sehr gering ist.

**Abbildung 1: Bildungsbeteiligung deutscher Jugendlicher im Alter von 14 bis 18 Jahren 1950-1989 (in Prozent)**



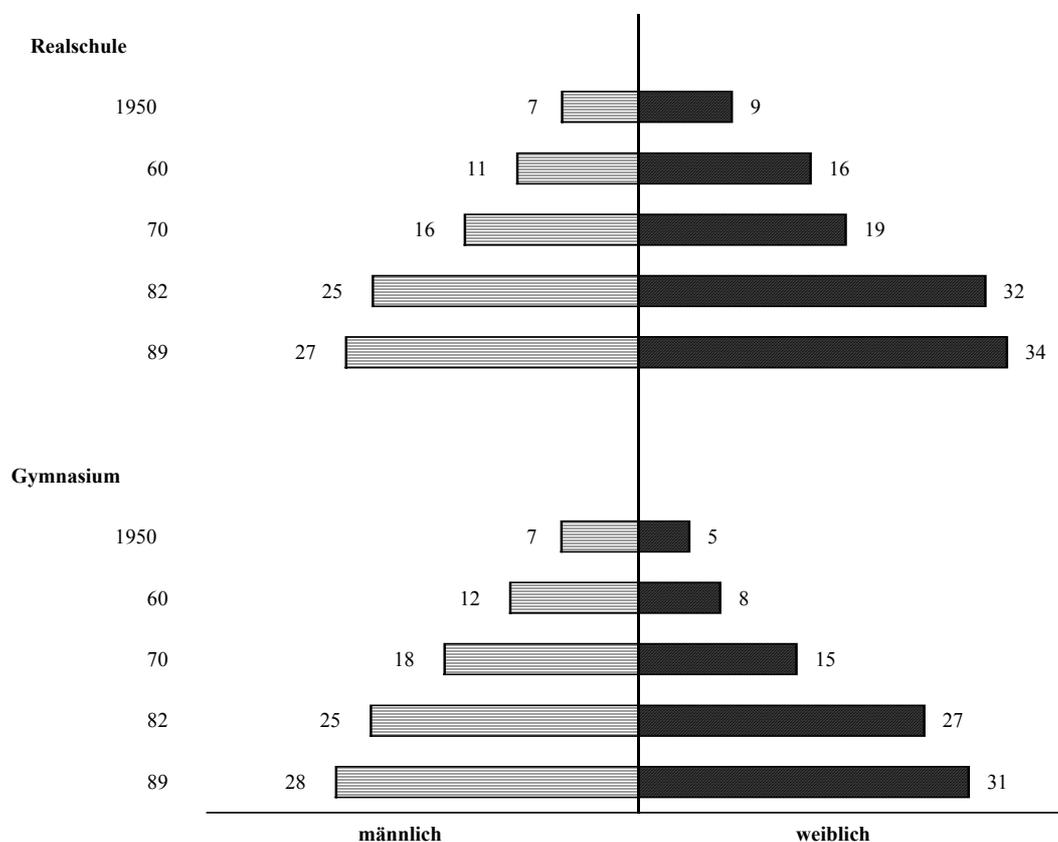
**Quellen:**

- 1950 Mikrozensus-Zusatzerhebung April/1971 (Retrospektivangaben; n=36.326)
- 1960 Mikrozensus-Zusatzerhebung April/1971 (Retrospektivangaben; n=32.048)
- 1970 Volkszählung 1970 mit den Ergänzungsfragen (n=38.219; 1%-Stichprobe der Wohnbevölkerung)
- 1982 Mikrozensus 1982 (n=49.880; anonymisierte STATIS-BUND Tabellen; eigene Sonderauswertung)
- 1989 Mikrozensus 1989 (n=18.754; 70%-Substichprobe; auf 1% der Bevölkerung hochgerechnete Fallzahlen n=30.626)

Während der Anteil von Realschulbesuchern bzw. von Personen mit Abschluß der Mittleren Reife zwischen 1950 und 1989 von 5 auf 18 Prozent um etwa das Vierfache gestiegen ist, hat sich der Anteil der Besucher von Gymnasien sogar verfünffacht (1950: 6%; 1989: 29%). Diese, mit dem Begriff Bildungsexpansion bezeichneten Entwicklungen im Besuch weiterführender Schulen weisen ab den achtziger Jahren leicht stagnative Tendenzen auf. Wie der Vergleich der Verteilungen zwischen 1989 und 1982 zeigt, verändern sich die entsprechenden Schulbesuchsanteile nur noch geringfügig.

In Gymnasien waren Mädchen bis zu den sechziger Jahren im Vergleich zu Jungen unterrepräsentiert, in Mittel- oder Realschulen dagegen überrepräsentiert (vgl. Abbildung 2). Ab Mitte der siebziger Jahre konnten Mädchen den Rückstand aufholen und sind seither in weiterführenden Schulen (relativer Schulbesuch 1982: Gymnasium 26,5 %; Realschule 32,2%; darunter mit Realschulabschluß 12,9%) sogar stärker vertreten als Jungen (Gymnasium 24,8%; Realschule 24,6%; darunter mit Realschulabschluß 8,4%).

**Abbildung 2: Relativer Schulbesuch von 14-18jährigen deutschen Jugendlichen in Realschule (einschl. Abschluß) und Gymnasium 1950-1989 nach Geschlecht (in Prozent)**



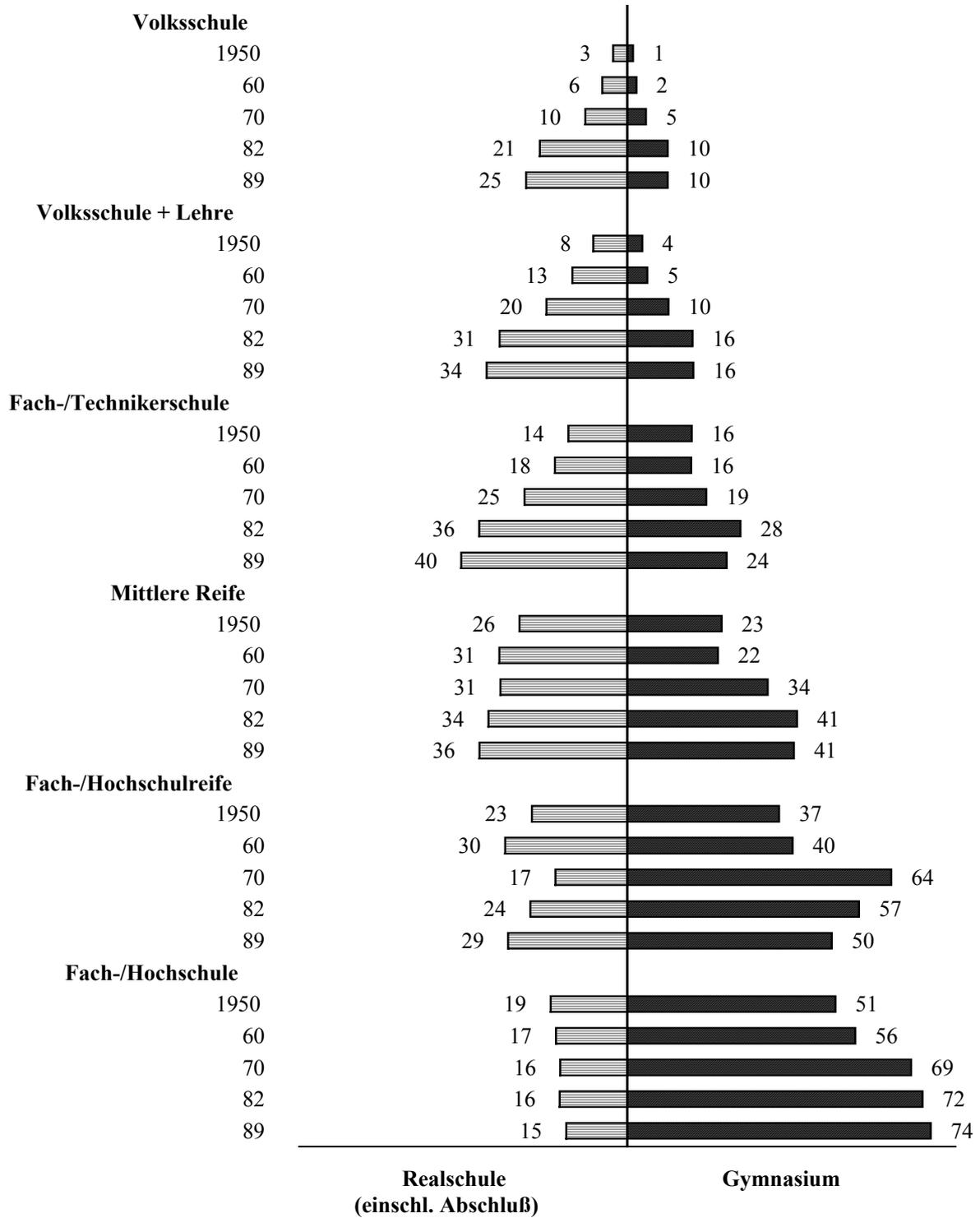
Als Ursache des geringen Anteils von Arbeiterkindern in weiterführenden Schulen wurde von der frühen Bildungsforschung unter anderem die soziale Distanz der Arbeiterschaft zu den Bildungseinrichtungen genannt (Dahrendorf 1966: 69). Wie sich die Bildungsbeteiligung in Abhängigkeit vom Bildungsniveau des Elternhauses verändert hat, zeigt Abbildung 3. 1950 besuchten nur 1,4 Prozent der Kinder von Eltern mit einem Volksschulabschluß ein Gymnasium. Diese Gruppe, konnte zwar bis zum Ende der achtziger Jahre den Anteil auf fast 10 Prozent (9,9%) verbessern, bildet aber immer noch das Schlußlicht beim Gymnasialschulbesuch. Dagegen besuchten 1950 50,8 % der Jugendlichen, deren Eltern über einen Hochschulabschluß verfügen, ein Gymnasium; 1989 sind es rund drei Viertel (74%) dieser Gruppe. Beim Besuch eines Gymnasiums hatte 1950 somit die oberste Herkunftsgruppe gegenüber der untersten Gruppe eine um ca. 36mal größere Chance ( $Odds = 50,8\%/1,4\%$ ). Der 1989 immer noch enorme Chancenvorsprung der oberen Gruppe hat sich jedoch auf das etwa 7fache reduziert ( $Odds=74\%/9,9\%$ ). Betrachtet man das Verhältnis der beiden Odds, das Odds-Ratio, erhält man ein Maß für die Veränderung der relativen Chancenungleichheit. In diesem Fall zeigt sich ein Abbau der relativen Chancenungleichheit, da Kinder von Eltern mit höchstens einem Volksschulabschluß ihre Beteiligung in Gymnasien von 1950 bis 1989 fast 5mal stärker ausbauen konnten als Kinder aus Familien mit einem Hochschulabschluß.<sup>13</sup> In ähnlicher Weise haben die anderen Bildungsgruppen ihren relativen Abstand zur höchsten Bildungsgruppe verringern können. Für Eltern, die nur über eine Fach- bzw. Fachhochschulreife ohne Hochschulabschluß verfügen, ist im Vergleich zur Elterngruppe mit Hochschulabschluß eine Zunahme des relativen Abstandes festzustellen. Die Schulbesuchsquoten der Kinder von Eltern mit Abitur haben sich denen von Eltern mit Mittlerer Reife angenähert.

Hinsichtlich des Besuchs einer Realschule bzw. eines mittleren Abschlusses zeigt Abbildung 3, daß Familien der unteren Bildungsgruppen den Ausbau der Realschulen stärker als den Ausbau der Gymnasien genutzt haben. Beim Realschulbesuch (bzw. –abschluß) weisen Familien mit Hochschulabschluß sogar eine rückläufige Tendenz auf.

---

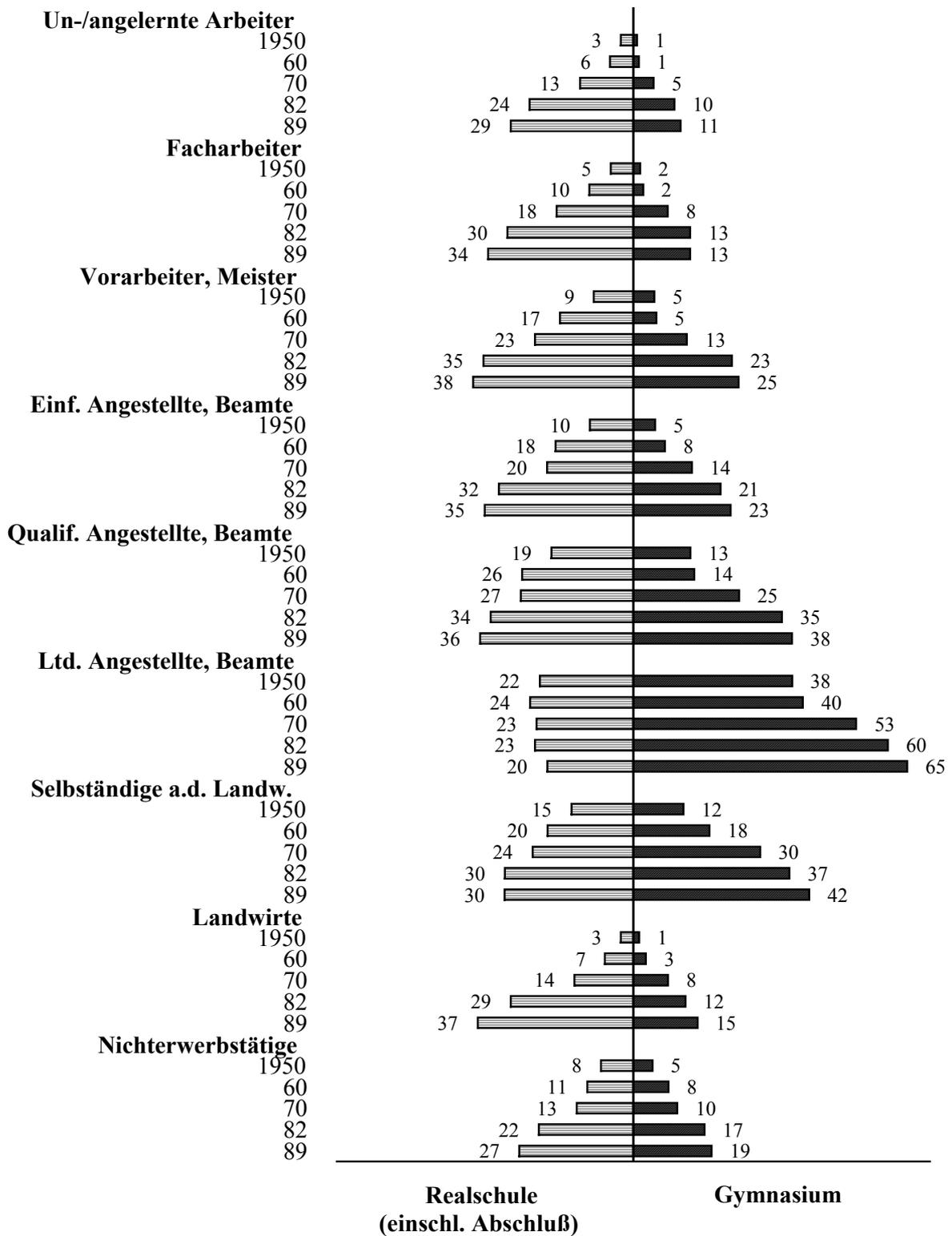
<sup>13</sup> Betrachtet man den Veränderungskoeffizienten (Odds) für die untere Herkunftsgruppe relativ zur oberen Herkunftsgruppe, erhält man als Odds-Ratio den Wert:  $(9,9\%/1,4\%)/(74\%/50,8\%) = 4,85$ . Verwendet man dagegen die Prozentsatzdifferenzen, kommt man zu dem entgegengesetzten Ergebnis der Ungleichheitszunahme. Beispielsweise haben sich die Abstände der beiden Herkunftsgruppen Eltern mit Hochschulabschluß und Eltern mit Volksschulniveau beim Gymnasialschulbesuch von 1950 ( $50,8\%-1,4\%=49,4\%$ ) bis 1989 ( $74\%-9,9\%=64,1\%$ ) um 14,7 Prozent ( $64,1\%-49,4\%$ ) vergrößert. In diese Maßzahl fließen jedoch auch Veränderungen des Gymnasialanteils insgesamt ein. Weil mittels Prozentsatzdifferenzen nicht zwischen Selektions- und Expansionseffekten unterschieden werden kann, sind sie für Aussagen über zeitliche Veränderungen der sozial ungleichen Bildungsbeteiligung äußerst problematisch (vgl. Handl 1985: 709).

**Abbildung 3: Relativer Schulbesuch von 14-18jährigen deutschen Jugendlichen in Realschule (einschl. Abschluß) und Gymnasium 1950-1989 nach dem Bildungsniveau des Elternhauses (in Prozent)**



Wie sich diese Entwicklung hinsichtlich der beruflichen Stellung des Familienvorstands darstellt, kann Abbildung 4 entnommen werden. Während 1950 nur 0,9 Prozent der Kinder un- und angelernter Arbeiter ein Gymnasium besuchten, waren es bei den Kindern von leitenden Angestellten und Beamten 37,5 Prozent; das entspricht einem Chancenverhältnis (Odds) von ca. 1/42. Rund vierzig Jahre später besuchen lediglich 11,2 Prozent der Kinder von un- und angelernten Arbeitern, aber 64,7 Prozent der Kinder leitender Angestellter und Beamter das Gymnasium. Das Chancenverhältnis beträgt 1989 rund 1/6. Nach wie vor liegen Arbeiterkinder deutlich am unteren Ende der Skala des Gymnasialschulbesuchs. Im Zeitverlauf hat sich die Rangfolge der Herkunftsgruppen in Gymnasien nicht verändert. Jedoch ist der früher eklatant große relative Chancenunterschied zwischen den beiden Gruppen geringer geworden. Diese Verbesserung der relativen Chancen des Gymnasialschulbesuchs für die untere Herkunftsgruppe im Vergleich zur oberen Gruppe spiegelt sich im Odds-Ratio von 7,2 ( $= (0,9/37,5)/(11,2/64,7)$ ) wider. Bei Bauernkindern ist – ebenfalls im Vergleich zur Gruppe der leitenden Angestellten und Beamten – ein ähnlich starker Abbau der relativen Ungleichheit wie bei den un- und angelernten Arbeitern festzustellen. Insgesamt haben alle Gruppen ihren relativen Abstand zu den leitenden Angestellten und Beamten deutlich verringern können. Bezüglich des Besuchs bzw. Abschlusses der Realschule haben aber offensichtlich die unteren Klassen den Ausbau der Realschule stärker genutzt als die oberen Klassen. Diese Entwicklung wurde bereits in Bezug auf das Bildungsniveau des Elternhauses festgestellt (s. Abb. 3).

**Abbildung 4: Relativer Schulbesuch von 14-18jährigen deutschen Jugendlichen in Realschule (einschl. Abschluß) und Gymnasium 1950-1989 nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands (in Prozent)**



## 5.2. Logit-Modelle

### 5.2.1 Modellwahl

In der deskriptiven Darstellung zeichneten sich deutliche Verringerungen der relativen Ungleichheit in Bezug auf Geschlecht, Bildungsniveau des Elternhauses und berufliche Stellung des Familienvorstands ab. Im Gegensatz zu Prozentsatzdifferenzen sind Odds-Ratios sowie Regressionskoeffizienten von Logit-Modellen nicht durch Effekte der Expansion des Bildungssystems verzerrt. Mit den multinomialen Logit-Modellen kann nun geprüft werden, ob die beobachteten Entwicklungen verringerter sozialer Selektion statistisch signifikant sind. Darüber hinaus können partielle Effekte einzelner Variablen ermittelt werden.<sup>14</sup>

Im Falle nicht signifikanter Veränderungen der geschlechts- und herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung im Zeitverlauf wäre zu erwarten, daß die zur Erklärung herangezogenen Variablen für jeden Beobachtungszeitpunkt in etwa die gleiche statistische Erklärungskraft besitzen. In Tabelle 1 sind als Ausgangspunkt für diese erste Überprüfung die Ergebnisse eines Basismodells dargestellt, in dem die Effekte aller Einzelvariablen (ohne Interaktionseffekte) mit der Schulbesuchswahrscheinlichkeit verknüpft sind.

Als Maß für die Güte der Modellanpassung wird das Pseudo-R<sup>2</sup> berichtet, das im Vergleich zum R<sup>2</sup> der linearen Regression i.d.R. wesentlich niedriger ist; Werte über 20 Prozent sprechen für eine sehr gute Modellanpassung (Hensher und Johnson 1981: 51). Von 1950 bis 1989 ist ein Rückgang der statistischen Erklärungskraft dieses Modells von 21,8% auf 18,6% festzustellen.<sup>15</sup> Wird aus dem Modell mit allen erklärenden Variablen jeweils eine Variable herausgenommen (Rückwärtsselektion), zeigt die Veränderung der Modellanpassung den durch diese Variable vermittelten Nettoeffekt (partiell R<sup>2</sup>). Während der partielle Einfluß der Geschlechtsvariablen am geringsten ist und zwischen 0,2 und 0,4 Prozent variiert, besitzt die Variable Bildung des Elternhauses mit 2,7 bis 3,4 Prozent die höchste partielle Erklärungsleistung. Dieser Indikator des kulturellen Kapitals für den Bildungserfolg der Kinder weist aber keine klaren Entwicklungstrends auf. Einen zwar geringeren, jedoch eindeutig

---

<sup>14</sup> Da die Besucher von Integrierten Gesamtschulen keiner Schulform des dreigliedrigen Schulsystems zugeordnet werden können, wurde diese Teilpopulation, die in 1982 und 1989 jeweils ca. vier Prozent der Fälle ausmacht, in den folgenden Analysen nicht berücksichtigt. In den durchgeführten IIA-Spezifikationstests waren Besucher Integrierter Gesamtschulen in einer extra Kategorie der abhängigen Variablen enthalten. Da die IIA-Annahme zutrifft, führt der Ausschluß der Besucher Integrierter Gesamtschulen bei den nachfolgenden Analysen nicht zu einem mit einer selektiven Auswahl verbundenen statistischen Fehler.

<sup>15</sup> Der 1970 zu beobachtende Anstieg des R<sup>2</sup> dürfte damit zusammenhängen, daß zur Abgrenzung der un- und angelernten Arbeitern von den Facharbeitern die Information über den Abschluß einer Berufslehre verwendet wurde. Wegen dieser teilweisen Überlappung der Variablen Bildungsniveau und berufliche Stellung steigt das R<sup>2</sup>.

rückläufigen Einfluß auf die Bildungsbeteiligung besitzt die Variable berufliche Stellung des Familienvorstands, deren partielles  $R^2$  von 1,8 (1950) auf 1,2 (1989) Prozent sinkt.

**Tabelle 1: Likelihood-Ratio-Index ( $R^2$ ) multinomialer Logit-Modelle zur Bildungsbeteiligung 1950-1989 (in Prozent) <sup>\*)</sup>**

Datum	R <sup>2</sup> Basismodell 1+A+E+G+B+S	R <sup>2</sup> bei Rückwärtsselektion in Klammern: partielles R <sup>2</sup>					
		- Geschlecht		- Bildungsniveau		- Stellung im Beruf	
1950	21,80	21,59	(0,21)	19,06	(2,74)	19,95	(1,85)
1960	21,88	21,44	(0,44)	18,52	(3,36)	20,15	(1,73)
1970	26,38	26,18	(0,20)	22,96	(3,42)	25,00	(1,38)
1982	19,73	19,30	(0,43)	17,01	(2,72)	18,60	(1,13)
1989	18,56	18,12	(0,44)	15,36	(3,20)	17,39	(1,17)

\*) McFaddens Pseudo- $R^2 = 1 - (\text{Log-Likelihood } M / \text{Log-Likelihood } M_0)$ ;  $M_0$  bezeichnet das Modell, das nur die Regressionskonstanten enthält.  
Variablen: Altersgruppe (A), Elterninformationen vorhanden (E), Geschlecht (G), Bildungsniveau des Elternhauses (B), Stellung im Beruf des Familienvorstandes (S)

Ob dieser erste Befund eines veränderten Zusammenhangs zwischen sozialer Herkunft und Bildungsbeteiligung statistisch signifikant ist, kann nach Zusammenführung der Querschnittsdaten zu einem Trenddatensatz und der expliziten Modellierung von zeitspezifischen Effekten genauer überprüft werden. Tabelle 2 zeigt, daß die Aufnahme der Interaktionen des Berichts- bzw. Erhebungsjahres (D) mit allen erklärenden Variablen (Modell 2) zu einer signifikanten Verbesserung der Modellanpassung führt ( $G^2 = 2*(L_2-L_1) = 3800$ ,  $df=256$ ). Gleichfalls kann nach dem unter "Rückwärtsselektion" berichteten Ergebnis auf die Interaktionen mit den Variablen Geschlecht, Bildungsniveau des Elternhauses und berufliche Stellung des Familienvorstands nicht ohne signifikante Verschlechterung des Modells verzichtet werden. Die Hypothese einer im Zeitverlauf unveränderten Ungleichheit der Bildungsbeteiligung muß somit zurückgewiesen werden. Das für die Trenddaten gewählte Modell Nr. 2 entspricht dem in Tabelle 1 für jeweils einen Beobachtungszeitpunkt geschätzten Basismodell.<sup>16</sup>

<sup>16</sup> Ein zentrales Ziel von Modelltests ist die Suche nach einem möglichst sparsamen und unter inhaltlichen Gesichtspunkten erklärungskräftigen Modell. Weitere, hier nicht dokumentierte Modelltests und die Verwendung von AIC und BIC Statistiken zur Modellanpassung (vgl. Long 1997: 109) ergaben, daß die Anpas-

**Tabelle 2: Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle zur Bildungsbeteiligung 1950-1989 (Trenddatensatz)**

Nr.	Modell	R <sup>2</sup> (%)	Log-Likelihood	df
1	1+D+A+E+G+B+S	26,06	-173.395,30	79
2	1+D * (A+E+G+B+S)	26,90	-171.495,24	335
	Rückwärtsselektion ausgehend von Modell 2			
3	- Datum * Altersgruppe	26,55	-172.320,11	323
4	- Datum * Geschlecht	26,77	-171.809,07	319
5	- Datum * Bildungsniveau des Elternhauses	26,82	-171.668,36	255
6	- Datum * Stellung im Beruf des Familienvorstands	26,76	-171.821,55	207

### 5.2.2 Ausgewählte Logit-Kontraste

Im folgenden werden auf Basis des zweiten Modells 1+D\*(A+E+G+B+S) die Veränderungen der Ungleichheit in der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung dargestellt. Bei der Vielzahl von Regressionskoeffizienten ist es aus Platzgründen nicht möglich, die Ergebnisse im Detail zu diskutieren (siehe Tab. A3, Anhang), sondern es erscheint sinnvoll, sich unter inhaltlichen Gesichtspunkten auf ausgewählte Logit-Kontraste zu konzentrieren. Zum leichteren Verständnis werden nicht die Regressionskoeffizienten selbst, sondern eine Transformation dieser Koeffizienten in Form von logarithmierten Odds-Ratios dargestellt. Diese Log-Odds entsprechen der Differenz der Regressionskoeffizienten für eine bestimmte Herkunftsgruppe zur Referenzgruppe je Erhebungszeitpunkt. Die Abstände der Log-Odds zwischen der Referenzgruppe und einer bestimmten Gruppe drücken die relativen Chancen dieser Gruppe aus und sind direkt als Ungleichheitsmaß interpretierbar.<sup>17</sup>

---

sungsgüte von komplexeren Modellen mit zusätzlichen Interaktionen den Verlust von Freiheitsgraden nicht aufwiegen. Das Modell 1+D\*(A+E+G+B+S) ist deshalb vorläufig als das sparsamste und zugleich erklärungsstärkste Modell zu präferieren.

<sup>17</sup> Alle Modellergebnisse beziehen sich auf die Referenzgruppe: Alter = 16-18 Jahre; Elterninformation = ja; Geschlecht = männlich; Bildungsniveau des Elternhauses = Fach-/Hochschule; Stellung im Beruf des Familienvorstands = Leitende Angestellte und Beamte; Erhebungsdatum = 1950. Auf Grund der additiven Verknüpfung der Koeffizienten des gewählten Logit-Modells unterscheiden sich die Log-Odds bei anderen als der hier verwendeten Referenzkategorien nur durch eine Verschiebung der Achse (Skalenverschiebung); die relativen Abstände zwischen den Gruppen bleiben dabei gleich.

Beispielsweise wird für die Gruppe leitender Angestellten und Beamten mit einem Hochschulabschluß geschätzt, daß deren Söhne 1950 mit einer Wahrscheinlichkeit von 6,7 Prozent eine Realschule besuchen und zu 23,6 Prozent einen Volks-/Hauptschulabschluß besitzen. Das geschätzte logarithmierte Chancenverhältnis  $\ln(6,7\% / 23,6\%) = -1,26$  ist in Abbildung 5 abgetragen.

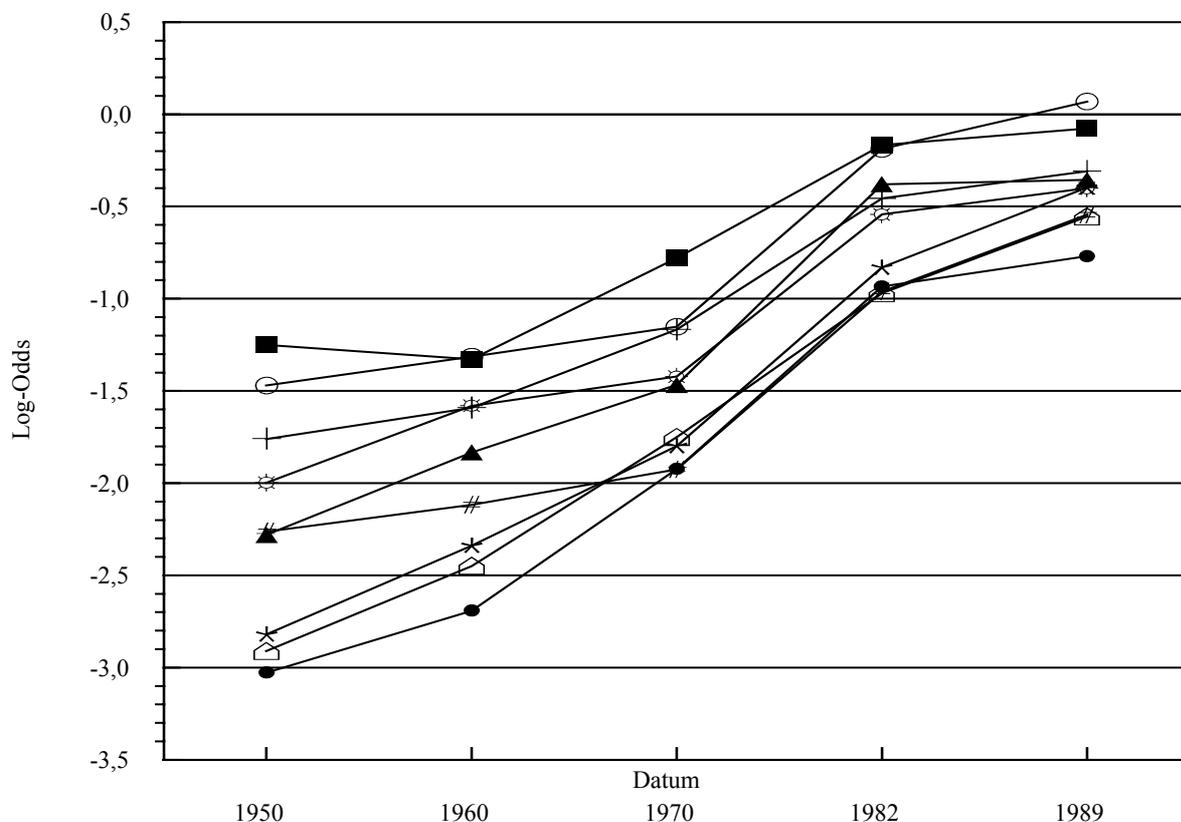
## **Logit-Kontrast Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach Stellung im Beruf des Familienvorstands**

Auf Grund von Verbesserungen des Realschulangebots und anderen Reduktionen von Schulbesuchskosten ist insbesondere mit Bezug auf das Grenzkostenargument bei den unteren Klassen ein stärkerer Anstieg des Realschulbesuchs im Vergleich zum bloßen Besuch bzw. Abschluß der Volks- oder Hauptschule als bei den oberen Klassen zu erwarten. Ähnliche Entwicklungen werden auf Grund veränderter bildungsbezogener Werthaltungen der unteren Klassen vermutet.

Wie bereits aus Abb. 4 ersichtlich, stieg von 1950 bis 1989 der Realschüleranteil (incl. Realschul-Abschluß) bei allen sozialen Herkunftsgruppen außer bei den Kindern von leitenden Angestellten und Beamten. In dieser Gruppe stieg der Gymnasialschulbesuch bei stagnierendem Realschüleranteil. Betrachtet man mit der Theorie kultureller Reproduktion Bildungsplätze als Positionsgüter, legt diese Beobachtung daher die Vermutung nahe, daß für die unteren Klassen die Realschulplätze auf Grund der „Abwanderung“ der Kinder der oberen Klassen leichter als zuvor zu besetzen sind. Als Ergebnis dieser Prozesse ist deshalb in Bezug auf das Verhältnis Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulabschluß ebenfalls ein Abbau der relativen Ungleichheit zu erwarten.

Aus der von 1950 bis 1989 trichterförmig verlaufenden Angleichung der Log-Odds in Abb. 5 ist ersichtlich, wie stark sich die ungleiche Bildungsbeteiligung verringert hat. Der schon vor 1970 zu beobachtende Anstieg des relativen Realschulbesuchs zeigt, daß die verstärkte Beteiligung in weiterführenden Schulen schon vor der eigentlichen Bildungsreform einsetzte und korrespondiert mit Ergebnissen anderer Untersuchungen. Die Rangordnung der Gruppen ist im wesentlichen gleich geblieben, die relativen Abstände haben sich aber deutlich verringert.

**Abbildung 5: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	-1,25	-1,33	-0,78	-0,17	-0,08
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	-1,47	-1,31	-1,15	-0,19	0,07
⊙ Einfache Angestellte/Beamte	-2,00	-1,58	-1,42	-0,54	-0,40
▲ Vorarbeiter/Meister	-2,28	-1,83	-1,47	-0,38	-0,36
* Facharbeiter	-2,82	-2,34	-1,80	-0,83	-0,40
● Un-/angelernte Arbeiter	-3,03	-2,69	-1,92	-0,93	-0,77
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	-1,76	-1,59	-1,17	-0,46	-0,31
△ Landwirte	-2,91	-2,45	-1,75	-0,97	-0,55
# Nichterwerbstätige	-2,26	-2,12	-1,93	-0,96	-0,55
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	1,78	1,36	1,14	0,77	0,69
Landwirte	1,66	1,12	0,97	0,80	0,48

Kinder un- und angelernter Arbeiter verfügen nach den Modellergebnissen 1950 rund 20mal häufiger über einen Volksschulabschluß – d.h. sie besuchen keine allgemeinbildende Schule mehr, sind erwerbstätig oder absolvieren eine Lehre etc. – als sie eine Realschule besuchen.<sup>18</sup> Für Kinder von leitenden Angestellten und Beamten beträgt das entsprechende Chancenverhältnis rd. 3,5. Der Vergleich der Chancenverhältnisse dieser beiden Gruppen zeigt, daß Kinder der oberen Klassen eine rund 6mal größere Chance (Log-Odds = 1,78) des Realschulbesuchs hatten als Kinder un- und angelernter Arbeiter. Die entsprechenden Log-Odds sind im unteren Teil der Datentabelle zu Abb. 5 genannt. Der relative Chancenvorteil der obersten sozialen Gruppe bzw. der Chancennachteil von Kindern un- und angelernter Arbeiter hat sich bis 1989 deutlich reduziert (Log-Odds=0,69). Ein ähnlich starker Abbau der relativen Chancenungleichheit ist für Kinder von Landwirten zu beobachten.

Die (hier nicht dargestellten) Ergebnisse von Wald-Statistiken, bei denen je Herkunftsgruppe die Regressionskoeffizienten der Interaktion mit dem Erhebungszeitpunkt (1960-1989) darauf hin getestet wurden, ob sich die relativen Chancen gegenüber 1950 und im Vergleich zur Referenzgruppe der leitenden Angestellten und Beamten nicht verändert haben, zeigen mit Ausnahme der Selbständigen außerhalb der Landwirtschaft für alle Gruppen im Zeitverlauf signifikante Veränderungen ( $z$ -Werte  $\geq |2|$ ). Berücksichtigt man für einen konservativen Test nur  $z$ -Werte  $\geq |3|$ , zeigt sich für die Zeitpunkte 1970-1989 ein signifikanter Ungleichheitsabbau für die Herkunftsgruppen Landwirte, un-/angelernte Arbeiter, Facharbeiter (auch 1960) und Vorarbeiter/Meister im Vergleich zu 1950 und jeweils im Vergleich zur Referenzgruppe.

Auf Basis des geschätzten Logit-Modells können verschiedene Logit-Kontraste gebildet werden (vgl. Long 1997: 158ff.). Zieht man weitere Kontraste zum Besuch bzw. Abschluß der Realschule heran (vgl. im Anhang Abb. A1, A3), bestätigen diese Ergebnisse den oben gefundenen Abbau der relativen Chancenungleichheit. In welcher Weise dies mit den vermuteten Einzelursachen (Reduktion von Schulbesuchskosten, Präferenzenänderung, Abwanderungsthese) zusammenhängt, kann nicht geklärt werden. Festzuhalten ist, daß insbesondere Kinder von Arbeitern (Un-/angelernte Arbeiter, Facharbeiter, Vorarbeiter/Meister) sowie von Landwirten ab 1960/70 ihre relativen Chancen, die Realschule zu besuchen bzw. einen Realschulabschluß zu erwerben im Vergleich zu den leitenden Angestellten und Beamten deutlich verbessern konnten.

---

<sup>18</sup> Die in der Datentabelle zu Abb. 5 berichteten Log-Odds von  $-3,03$  entsprechen dem natürlichen Logarithmus der geschätzten Anteile Realschulbesuch=3,7% / Volks-/Hauptschulabschluß=75,4%.

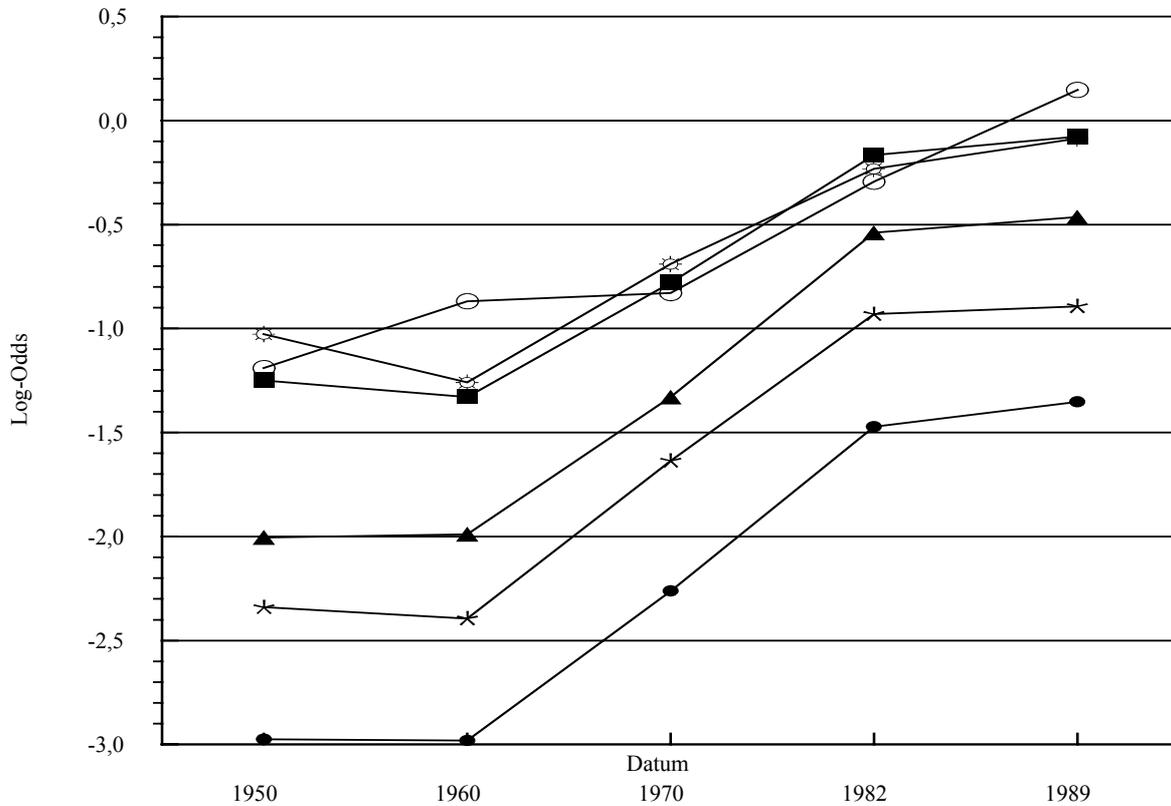
### **Logit-Kontrast: Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach dem Bildungsniveau des Elternhauses**

In Abbildung 6 sind die Zusammenhänge zwischen den relativen Chancenverhältnissen des Realschulbesuchs und dem Bildungsniveau des Elternhauses dargestellt. Während in Abhängigkeit von der beruflichen Stellung bereits ab 1950 ein Abbau ungleicher Bildungsbeteiligung zu erkennen war (s. Abb. 5), ist in Bezug auf die Bildungsherkunft erst nach 1960 ein Anstieg des Realschulbesuchs zu beobachten. Daß sich der Anstieg der relativen Chancen des Realschulbesuchs in Abhängigkeit von der beruflichen Stellung früher als im Zusammenhang mit dem Bildungsniveau zeigt, könnte mit den Verbesserungen der materiellen Lage ab den fünfziger Jahren in Verbindung stehen.

In Abb. 6 weisen die fast parallelen Verlaufskurven darauf hin, wie sich die verschiedenen Bildungsgruppen in ähnlicher Weise zur Realschule hin- und von der Pflichtschule abgewendet haben. Lediglich die relativen Abstände der unteren Herkunftsgruppe (Volksschule ohne Lehre) zur Gruppe mit dem höchsten elterlichen Bildungsstatus (Fach-/Hochschule) sind leicht gesunken, wobei aber nur die Regressionskoeffizienten für 1982 und 1989 signifikant sind ( $z \geq |2|$ ). Wald-Tests ergaben, daß bis auf unsystematische Variationen beim Abitur alle Interaktionen zwischen dem Erhebungsdatum (1960-89) und dem elterlichen Bildungsniveau nicht signifikant sind. Dieses Ergebnis einer fast unveränderten Bildungsungleichheit wäre als Hinweis auf die besondere ungleichheitskonservierende Rolle des kulturellen Kapitals zu werten.

Zieht man weitere Kontraste des Realschulbesuchs bzw. -Abschlusses hinzu, muß diese Aussage aber revidiert werden. Beim Chancenverhältnis Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulbesuch (vgl. Abb. A4/Anhang) zeigt sich eine Ungleichheitsreduktion für die unteren elterlichen Bildungsniveaus (Volksschule mit/ohne Lehre) ab 1970. Beim Logit-Kontrast Realschulabschluß vs. Volks-/Hauptschulabschluß (vgl. Abb. A2/Anhang) sind ab 1982 ebenfalls signifikante, jedoch schwächer ausgeprägte relative Chancenverbesserungen für die unteren Bildungsgruppen bis zum Niveau Fach-/Technikerschule festzustellen. Insgesamt kann somit für den Realschulbesuch (einschl. -Abschluß) auch in Bezug auf das Bildungsniveau des Elternhauses ein Ungleichheitsabbau festgestellt werden. Im Vergleich zur beruflichen Stellung des Vaters fällt dieser jedoch schwächer aus und setzt zeitlich später ein.

**Abbildung 6: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Realschulbesuch vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach dem Bildungsniveau des Elternhauses. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	-1,25	-1,33	-0,78	-0,17	-0,08
○ Fach-/Abitur	-1,19	-0,87	-0,83	-0,29	0,15
☼ Mittlere Reife	-1,03	-1,26	-0,69	-0,23	-0,09
▲ Fach-/Technikerschule	-2,00	-1,99	-1,33	-0,54	-0,46
* Volksschule + Lehre	-2,34	-2,39	-1,64	-0,93	-0,89
● Volksschule	-2,98	-2,98	-2,26	-1,47	-1,35
Fach-/Hochschule im Vergleich zu Volksschule	1,73	1,65	1,48	1,31	1,28

## **Logit-Kontrast: Besuch des Gymnasiums vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach beruflicher Stellung des Familienvorstands**

In der bildungspolitischen Diskussion der sechziger Jahre wurde insbesondere die Erhöhung des Abiturientenanteils angestrebt. Zur Erleichterung des Übergangs auf höhere allgemeinbildende Schulen haben verstärkt ab den sechziger Jahren verschiedene institutionelle Veränderungen beigetragen (siehe Abschnitt 2.4.1). Des weiteren ist auf Grund von gesunkenen Schulbesuchskosten ein Abbau der relativen Ungleichheit zu erwarten. Mit Bezug auf die Theorie kultureller Reproduktion läßt sich dagegen annehmen, daß die oberen Klassen zur Wahrung ihrer Klassenposition überproportional stärker die verbesserten Gymnasialangebote nutzen.

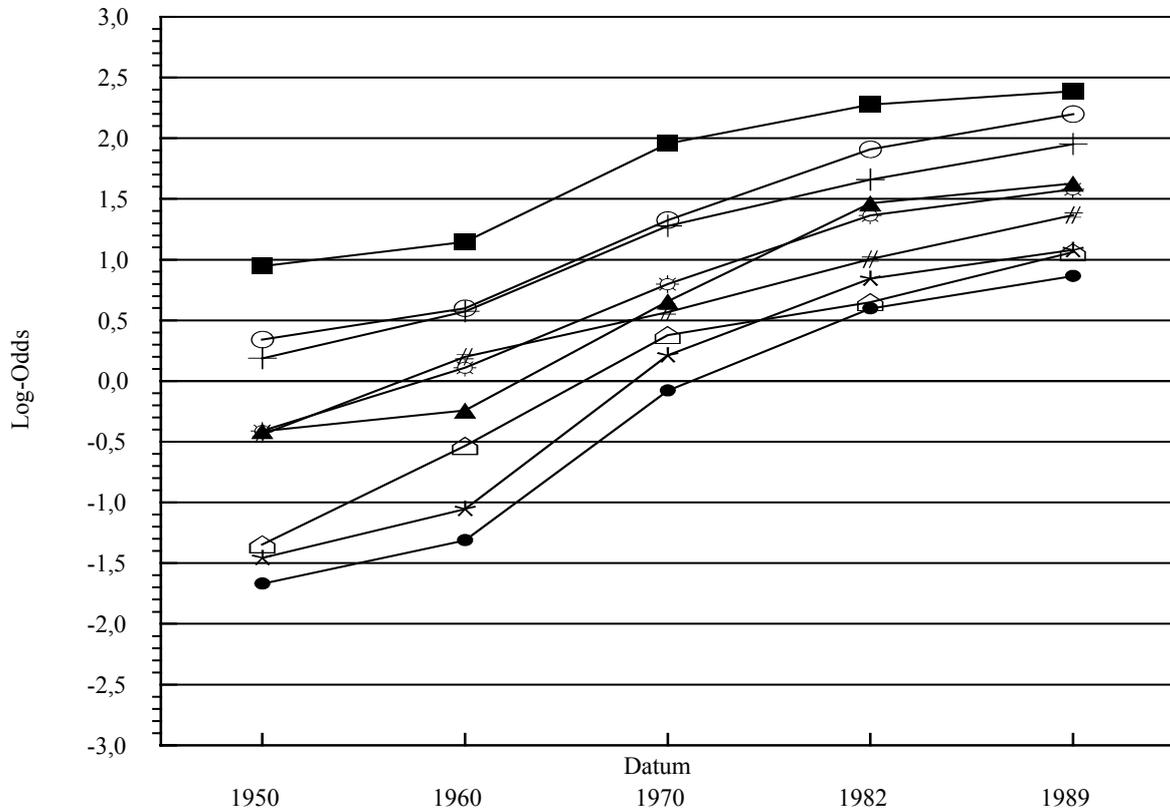
Abbildung 7 zeigt, wie sich die relativen Chancen des Gymnasialschulbesuchs nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands entwickelt haben. Wie schon beim Realschulbesuch (vgl. Abb. 5) zu beobachten, beschreibt auch hier der trichterförmige Verlauf der logarithmierten Chancenverhältnisse den deutlichen Abbau der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung. Insgesamt betrachtet haben offensichtlich alle Herkunftsgruppen vom Ausbau des Bildungsangebots und anderen Übergangserleichterungen profitiert. Kinder un- und angelernter Arbeiter liegen zwar im gesamten Beobachtungszeitraum am unteren Ende der Skala, sie konnten aber ihren relativen Rückstand zur Gruppe der leitenden Angestellten und Beamten – jeweils gemessen in Log-Odds – von 1950 bis 1989 verringern, wobei die Veränderung 1960/70, also in der Hochphase der Bildungsreform, am ausgeprägtesten ist.

Im Unterschied zu den anderen Herkunftsgruppen ist bei den Bauernkindern schon ab 1960, also vor der Bildungsexpansion, ein deutlicher Anstieg des Gymnasialschulbesuchs festzustellen. Diese frühe Veränderung, die sich auch schon beim Realschulbesuch zeigte (s. Abb. 5), dürfte mit der Hinwendung zur abhängigen Beschäftigung außerhalb der Landwirtschaft in Verbindung stehen.<sup>19</sup> Ähnliche Ergebnisse zum Ungleichheitsabbau werden beim Logit-Kontrast Gymnasium vs. Volks-/Hauptschulbesuch (siehe Abb. A5, Anhang) ermittelt.

---

<sup>19</sup> Betrachtet man Regressionskoeffizienten mit z-Werten  $\geq |3|$ , sind die Interaktionen für die Zeitpunkte 1970-89 und für folgende Gruppen signifikant: Landwirte, un-/angelernte Arbeiter, Facharbeiter; 1982-89: Vorarbeiter/Meister; 1960: Nichterwerbstätige. Wald-Tests ergaben, daß mit Ausnahme der Gruppe der Selbständigen außerhalb der Landwirtschaft alle Koeffizienten "Stellung im Beruf<sub>k</sub> \* Erhebungszeitpunkt<sub>t</sub>" gleich Null sind.

**Abbildung 7: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach beruflicher Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	0,95	1,14	1,96	2,28	2,39
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	0,34	0,60	1,33	1,91	2,20
☼ Einfache Angestellte/Beamte	-0,41	0,11	0,80	1,36	1,58
▲ Vorarbeiter/Meister	-0,41	-0,24	0,66	1,46	1,63
* Facharbeiter	-1,46	-1,05	0,21	0,84	1,08
● Un-/angelernte Arbeiter	-1,67	-1,31	-0,08	0,60	0,86
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	0,19	0,57	1,28	1,66	1,95
△ Landwirte	-1,35	-0,54	0,38	0,65	1,06
# Nichterwerbstätige	-0,44	0,20	0,57	1,00	1,37
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	2,62	2,46	2,04	1,68	1,52
Landwirte	2,29	1,68	1,58	1,63	1,33

### **Logit-Kontrast: Besuch des Gymnasiums vs. Volks-/ Hauptschulabschluß nach dem Bildungsniveau des Elternhauses**

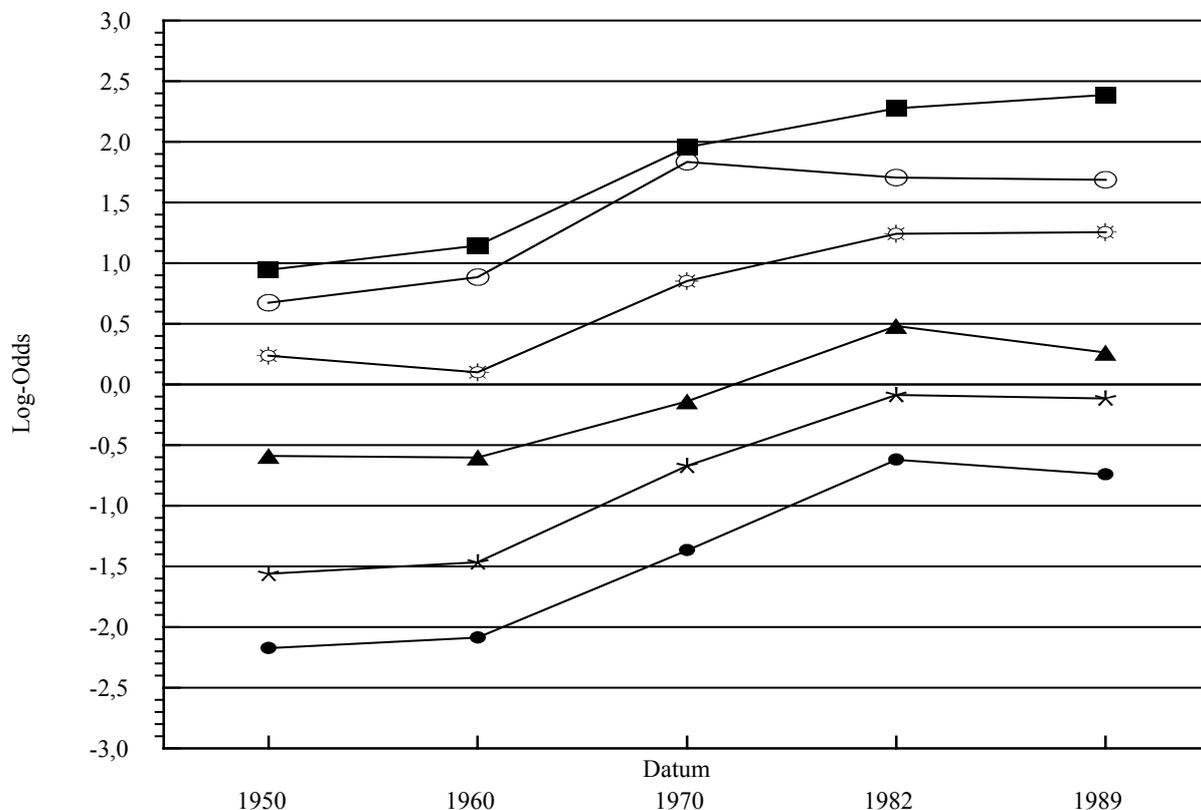
Haben von der Expansion des Gymnasiums auch die Herkunftsgruppen mit niedrigen Ausgangswerten profitiert, d.h. ist es zu einem Abbau der "Bildungsdistanz" ehemals bildungsferner Schichten gekommen? Abbildung 8 ist zu entnehmen, daß im Zeitraum 1960-70 der Anstieg der relativen Chancen, auf ein Gymnasium zu gehen, für die Herkunftsgruppen mit mindestens Abitur stärker ist als für die anderen Bildungsgruppen, was darauf hindeutet, daß die oberen Bildungsgruppen zu Beginn der Bildungsexpansion die neu geschaffenen Möglichkeiten in besonderem Maße nutzen konnten. Während in den achtziger Jahren der relative Gymnasialschulbesuch für die Kinder von Eltern mit Fach-/Hochschulabschluß noch leicht ansteigt, stagnieren bzw. fallen die Raten bei Familien mit niedrigerem Bildungsniveau. Bei Kindern der Bildungsherkunft Abitur (ohne Hochschulabschluß) sind in den achtziger Jahren Tendenzen der Annäherung an die Gruppe mit mittlerem Abschluß auffällig, allerdings statistisch nicht signifikant.

Mit anderen Worten, insgesamt spiegeln die Veränderungen der relativen Chancenverhältnisse im Besuch des Gymnasiums vs. Volks-/Hauptschulabschluß eine weitestgehend konstante Ungleichheit mit Tendenzen der Ungleichheitszunahme wider.<sup>20</sup> Ein fast gleiches Ergebnis zeigt der Logit-Kontrast zum Schulbesuch Gymnasium vs. Volks-/Hauptschule (siehe Abb. A6, Anhang), wonach die unteren Bildungsniveaus (Volksschule ohne/mit Lehre) lediglich in den achtziger Jahren leichte Chancenverbesserungen im Vergleich zum höchsten Bildungsniveau erzielen konnten. Diese Ergebnisse widersprechen den Vermutungen zum Abbau der ungleichen Bildungsbeteiligung.

---

<sup>20</sup> Signifikant ( $z \geq |2|$ ) sind nur Koeffizienten zu den Bildungsniveaus Mittlere Reife (1960-89) und Fach-/Technikerschule (1970, 1989).

**Abbildung 8: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach dem Bildungsniveau des Elternhauses. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	0,95	1,14	1,96	2,28	2,39
○ Fach-/Abitur	0,67	0,89	1,84	1,71	1,69
☼ Mittlere Reife	0,24	0,10	0,85	1,24	1,26
▲ Fach-/Technikerschule	-0,59	-0,60	-0,14	0,48	0,26
* Volksschule + Lehre	-1,56	-1,47	-0,67	-0,09	-0,12
● Volksschule	-2,17	-2,09	-1,37	-0,62	-0,74
Fach-/Hochschule im Vergleich zu Volksschule	3,12	3,23	3,32	2,90	3,13

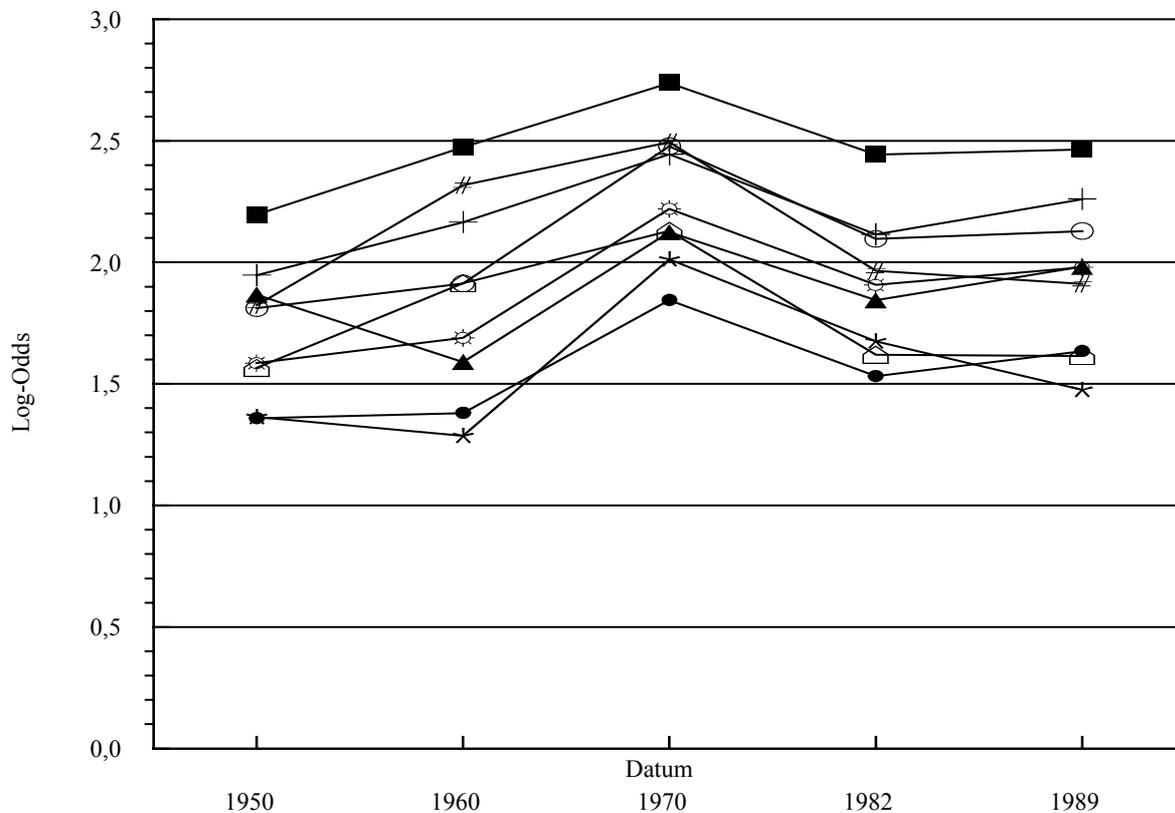
### **Logit-Kontrast: Besuch des Gymnasiums vs. Besuch der Realschule nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands**

Die obigen Ergebnisse zeigten für die Variable berufliche Stellung eine Reduktion der herkunftsbezogenen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung. Sowohl beim Realschulbesuch als auch beim Besuch des Gymnasiums – jeweils im Vergleich zum Pflichtschulbesuch bzw. -abschluß (Volks-/Hauptschule) – verringerten sich die relativen Chancennachteile der Arbeiter- und Landwirtskinder im Vergleich zu Kindern von leitenden Angestellten und Beamten.

Es stellt sich nun die Frage, ob diese Entwicklungen beim Besuch der Realschule und der Gymnasien gleich verlaufen sind, d.h. in Bezug auf diese beiden Schulformen kein Ungleichheitsabbau stattgefunden hat. Zu prüfen ist ebenfalls, ob die in Anlehnung an Bourdieus Theorie formulierte These zutrifft, wonach die oberen Klassen verstärkt vom Ausbau der Gymnasien profitieren, während die unteren Klassen eher vom Ausbau von Realschulen Gebrauch machen. Gegen die Verdrängungsthese sprechen verschiedene neuere Befunde zur Entwicklung der Ungleichheit im deutschen Bildungssystem. Blossfeld (1993) findet bezüglich des Chancenverhältnisses Abschluß des Gymnasiums vs. Mittlere Reife keine signifikanten zeitlichen Veränderungen der sozialen Selektivität. Nach Ergebnissen von Müller und Haun (1994) und Henz und Maas (1995) gibt es dagegen teilweise signifikante Verringerungen der Abhängigkeit der Bildungschancen von der Klassenlage.

Abbildung 9 spiegelt für den Zeitraum 1950-1970 eine im wesentlichen für alle Herkunftsgruppen gleichermaßen steigende Präferenz des Gymnasiums im Vergleich zur Realschule wider; eine Entwicklung, die gegen Ende der achtziger Jahre stagniert. Bis auf eine Ausnahme sind alle auf zeitliche Veränderungen bezogenen Regressionskoeffizienten nicht signifikant ( $z < |2|$ ). Offensichtlich ist es bei den unteren Klassen auch zu keiner Abwertung des Gymnasialbesuchs im Zusammenhang mit der Umstellung des BAFöG auf Teildarlehen ab Anfang der achtziger Jahre gekommen. Wie der Vergleich der Log-Odds in den letzten beiden Zeilen der Datentabelle zu Abb. 9 zeigt, konnten Familien leitender Angestellten und Beamten ihre Chancenvorteile gegenüber un- und angelernten Arbeitern sowie Landwirten bewahren. Zusammengefaßt bedeutet dies eine unveränderte soziale Selektivität.

**Abbildung 9: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Besuch der Realschule nach beruflicher Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	2,20	2,47	2,74	2,44	2,46
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	1,81	1,91	2,48	2,10	2,13
☼ Einfache Angestellte/Beamte	1,59	1,69	2,22	1,91	1,98
▲ Vorarbeiter/Meister	1,87	1,59	2,12	1,84	1,98
* Facharbeiter	1,36	1,29	2,01	1,68	1,48
● Un-/angelernte Arbeiter	1,36	1,38	1,84	1,53	1,63
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	1,95	2,16	2,44	2,11	2,26
△ Landwirte	1,57	1,91	2,13	1,62	1,62
# Nichterwerbstätige	1,82	2,32	2,49	1,97	1,91
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	0,84	1,09	0,89	0,91	0,83
Landwirte	0,63	0,56	0,61	0,82	0,85

Allerdings ist bei der Analyse der Chancenverhältnisse Gymnasium vs. Realschule zu beachten, daß es in den süddeutschen Ländern bis zum Beginn der Bildungsexpansion häufig keine Realschulen gab und die Gymnasien ersatzweise auch von Schülern besucht wurden, die nur die Mittlere Reife anstrebten. Die Population des Gymnasiums war deshalb damals vermutlich weniger selektiv als bei Vorhandensein beider Schulbesuchsalternativen (Henz 1996). Ob sich deshalb hinsichtlich der obigen Feststellung Einschränkungen ergeben, kann anhand des Logit-Kontrastes Besuch des Gymnasiums vs. Realschul-Abschluß (siehe Abb. A7, Anhang) ansatzweise untersucht werden. Aber auch hier zeigt sich im wesentlichen für alle Gruppen eine im Zeitverlauf kontinuierlich steigende Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium zu besuchen statt einen Realschulabschluß zu besitzen. Bis auf wenige und unsystematische Ausnahmen sind keine nennenswerten Veränderungen des Einflusses der sozialen Herkunft festzustellen. Die ergänzende Analyse unterstützt somit den Befund konstanter Ungleichheit.

### **Logit-Kontrast: Besuch des Gymnasiums vs. der Realschule nach dem Bildungsniveau des Elternhauses**

In Bezug auf die Chancenverhältnisse Realschulbesuch (bzw. -Abschluß) vs. Volks-/ Hauptschulbesuch (bzw. -Abschluß) ist für Kinder mit dem untersten Bildungsniveau des Elternhauses ab den achtziger Jahren ein Abbau der relativen Ungleichheit festgestellt worden. Die Chancen, ein Gymnasium vs. eine Volks-/Hauptschule zu besuchen bzw. höchstens diesen Abschluß zu besitzen, haben sich für die Kinder aus bildungsferner Herkunft dagegen fast nicht verändert. Im Vergleich zur Ungleichheitsreduktion in Abhängigkeit von der beruflichen Stellung des Familienvorstands sind die Ungleichheiten nach der Bildungsherkunft bei den bisher betrachteten Logit-Kontrasten weitestgehend gleich geblieben. Wie oben ausgeführt (siehe Abschnitt 2.4.3), dürfte das Bildungsniveau des Elternhauses als Indikator des kulturellen Kapitals beim Chancenverhältnis Gymnasium vs. Realschule eine stärkere Rolle als die berufliche Stellung des Familienvorstands spielen. Insbesondere ist in Bezug auf die in Anlehnung an die Theorie kultureller Reproduktion formulierte Verdrängungsthese zu erwarten, daß die mit größerem kulturellen Kapital ausgestatteten Klassen ihre Vorteile ausbauen können, indem sie vor allem vom Ausbau der Gymnasien profitieren, während die unteren Bildungsgruppen stärker das Realschulangebot nutzen.

Auf den ersten Blick scheinen die Modellergebnisse in Abbildung 10 die Verdrängungsthese zu bestätigen. Demnach ist der relative Abstand der untersten zur obersten Bildungsgruppe gewachsen, d.h. die Ungleichheit hat zugenommen. 1950 betrug die Differenz der logarith-

mierten Chancenverhältnisse im Besuch des Gymnasiums vs. der Realschule noch 1,4; sie ist bis 1989 auf 1,9 angestiegen. Statistisch signifikant ( $z \geq |2|$ ) sind diese Veränderungen zwischen der untersten und obersten Bildungsgruppe allerdings nur zu den Zeitpunkten 1970 und 1989. Kinder von Eltern mit Abitur und Hochschulabschluß konnten ihre Gymnasialbeteiligung bis 1970 ausbauen, während die Veränderungen bei den Gruppen unterhalb des Niveaus eines mittleren Abschlusses geringer ausfallen.<sup>21</sup> Bei Kindern, deren Eltern über einen Abschluß der Fach-/Technikerschule verfügen, sind Chancenverschlechterungen festzustellen.<sup>22</sup> Ab den siebziger Jahren ist eine Annäherung der relativen Bildungsbeteiligung von Kindern aus Familien mit dem Abitursabschluß an die Herkunftsgruppe mit Mittlerer Reife zu beobachten. Wald-Statistiken, bei denen je Bildungsgruppe die Regressionskoeffizienten der Interaktion mit dem Erhebungszeitpunkt (1960-1989) darauf hin getestet wurden, ob sich die relativen Chancen gegenüber 1950 und im Vergleich zur Referenzgruppe Fach-/Hochschulabschluß nicht verändert haben, sind bis auf die Bildungsniveaus Abitur und Fach-/Technikerschule nicht signifikant. Es sollte deshalb nur von Tendenzen der Ungleichheitszunahme gesprochen werden. Dieses Ergebnis einer im Kern unveränderten Ungleichheit entspricht den bisherigen Befunden (vgl. Blossfeld 1993; Henz/Maas 1995; Müller/Haun 1994).

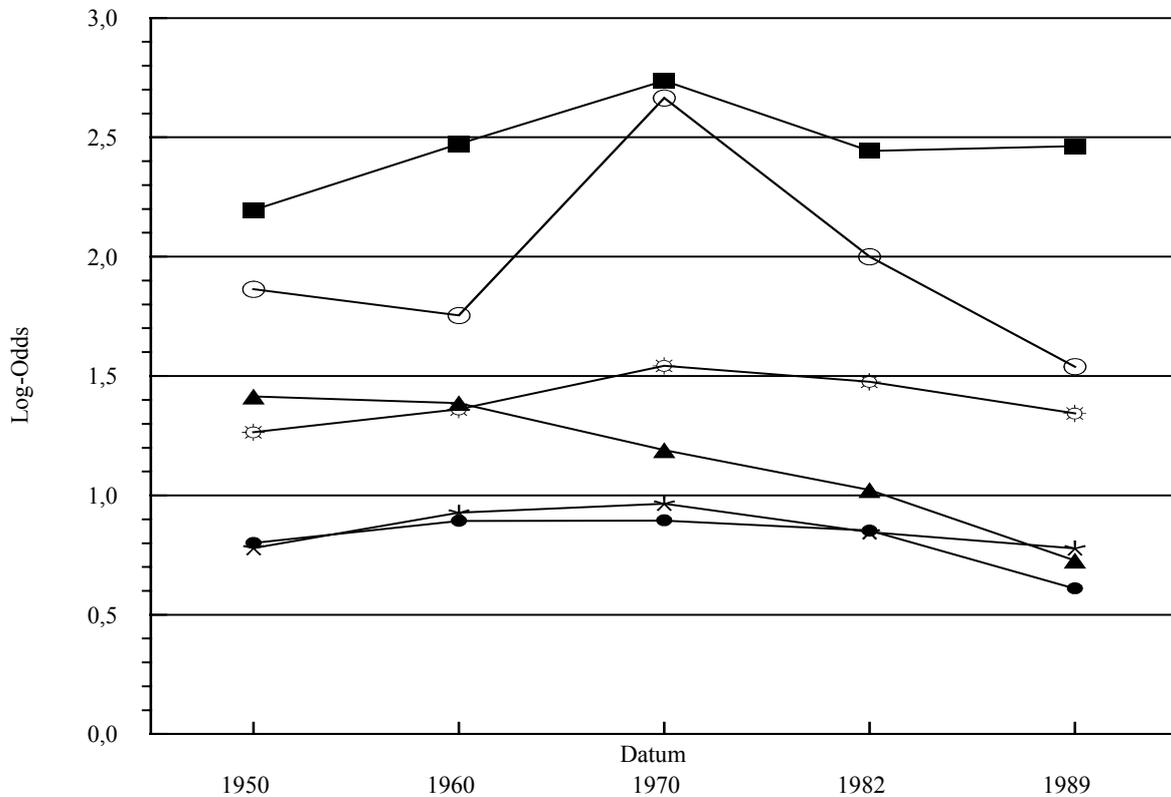
Zieht man wegen der Mittelschulfunktion von Gymnasien ergänzend den Logit-Kontrast Besuch des Gymnasiums vs. Realschul-Abschluß (siehe Abb. A8 im Anhang) heran, zeigen sich allerdings deutlichere Entwicklungen steigender Ungleichheit. Für Kinder von Eltern mit einem Bildungsniveau ab der Mittleren Reife haben sich die Chancen des Gymnasiumbesuchs im Vergleich zum Realschul-Abschluß vergrößert. Dagegen hat sich dieses Chancenverhältnis für Kinder von Eltern mit einem Abschluß unterhalb der Mittleren Reife kaum verändert. Insgesamt betrachtet haben somit die unteren Bildungsgruppen im Zeitverlauf relative Chancenverschlechterungen hinnehmen müssen.

---

<sup>21</sup> Der Anstieg der Quote bei den Gruppen Abitur und Fach-/Hochschulabschluß von 1960 bis 1970 hängt auch mit einer Verschiebung des Verhältnisses Realschul-Besuch vs. Realschul-Abschluß zum Zeitpunkt 1970 zusammen. Da die Veränderung dieser Quote von 1970 auf 1982 nicht signifikant ist, sollte die Verschiebung 1960-70 nicht überbewertet werden.

<sup>22</sup> Zu beachten ist jedoch die eingeschränkte zeitliche Vergleichbarkeit dieser Bildungskategorie.

**Abbildung 10: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Realschule nach dem Bildungsniveau in der Familie. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	2,20	2,47	2,74	2,44	2,46
○ Fach-/Abitur	1,86	1,75	2,67	2,00	1,54
☼ Mittlere Reife	1,26	1,36	1,54	1,48	1,34
▲ Fach-/Technikerschule	1,41	1,39	1,19	1,02	0,73
* Volksschule + Lehre	0,78	0,93	0,97	0,85	0,78
● Volksschule	0,80	0,89	0,89	0,85	0,61
Fach-/Hochschule im Vergleich zu Volksschule	1,40	1,58	1,84	1,59	1,85

### 5.2.3 Ergänzende Modelle und Tests

In den bisherigen Ergebnissen des Logit-Modells zeigten sich eine Reihe von wiederkehrenden und auffälligen Teilergebnissen, für die zu prüfen ist, ob durch eine entsprechende Modellierung mittels Parameterrestriktionen ein sparsameres statistisches Modell gefunden werden kann.

Wie bei den Logit-Kontrasten Gymnasium und Realschule vs. Volks-/Hauptschulabschluß zu beobachten war, haben sich die Veränderungen der relativen Chancenungleichheit nach der beruflichen Stellung in einem sehr ähnlichen Muster vollzogen. Dies trifft auch für das Chancenverhältnis Realschulabschluß vs. Volks-/Hauptschulabschluß zu (vgl. Abb. A1 im Anhang). In Bezug auf die berufliche Stellung zeigten sich des weiteren zwischen un- und angelernten Arbeitern und Facharbeitern einerseits sowie zwischen einfachen und qualifizierten Angestellten und Beamten andererseits kaum Veränderungen der relativen Chancen, was einen zeitlich konstanten Unterschied innerhalb der Arbeiter- bzw. Angestelltengruppe vermuten läßt. Für die beiden Erhebungszeitpunkte in den achtziger Jahren sind nach dem Logit-Modell nur wenige und geringfügige Veränderungen festzustellen. Offensichtlich waren die meisten Veränderungen der ungleichen Bildungsbeteiligung bis zum Ende der siebziger Jahre abgeschlossen.

Nach entsprechender Umsetzung dieser Vermutungen durch Restriktionen der Koeffizienten des Logit-Modells zeigen die in Tabelle 3 berichteten Ergebnisse, daß sich ein sparsameres Modell ohne Verlust an statistischer Erklärungsleistung schätzen läßt. Hinsichtlich der Restriktionen zu den Schulbesuchskategorien Gymnasium, Realschule und Realschulabschluß kann auf eine unveränderte soziale Selektivität zwischen den weiterführenden Schultypen in Bezug auf die berufliche Stellung des Familienvorstands (mit Ausnahme der Landwirte und Nichterwerbstätigen) geschlossen werden. Dieses Ergebnis weist auch auf eine für alle weiterführenden Schulformen (incl. Realschulabschluß) gleichermaßen zutreffende Abwendung von der Minimalbildung (Volks-/Hauptschule) hin. Mit der zweiten und dritten Gruppe der Parameterrestriktionen für die manuellen und nicht-manuellen Berufe (Un-/angelernte Arbeiter, Facharbeiter; einfache bzw. qualifizierte Angestellte/Beamte) wird die vermutete Konstanz der gruppenspezifischen Chancendifferenzen untersucht und bestätigt. Belegt wird ebenfalls, daß zwischen 1982 und 1989 keine signifikanten geschlechts- und herkunftsspezifischen Veränderungen der relativen Chancenunterschiede stattgefunden haben.

**Tabelle 3: Ergebnisse des Logit-Modells mit Restriktionen der Parameter**

Modell	R <sup>2</sup> (%)	Log-Likelihood	df	Likelihood-Ratio Statistik	
				G <sup>2</sup>	df
1+D*(A+E+G+B+S)	26,90	-171.495,24	335		
1+D*(A+E+G+B+S) + Restriktionen:	26,89	-171.558,17	231	125,8	104
$\beta_{GY} D * S_k = \beta_{RB} D * S_k = \beta_{RA} D * S_k$					
$\beta_j D * S_{UA} = \beta_j D * S_{FA}$					
$\beta_j D * S_{EA} = \beta_j D * S_{QA}$					
$\beta_j D_{82} * (G+B+S) = \beta_j D_{89} * (G+B+S)$					

Schulbesuch: GY = Gymnasium; RB = Realschule (Besuch); RA = Realschulabschluß

Variablen: Erhebungszeitpunkt (D); Altersgruppe (A); Geschlecht (G); Bildungsniveau des Elternhauses (B); Stellung im Beruf des Familienvorstands (S).

Restriktionen bei verschiedenen Kategorien der Variablen Stellung im Beruf des Familienvorstands S<sub>k</sub>:

Un-/angelernte Arbeiter (UA), Facharbeiter (FA), Vorarbeiter/Meister, einfache Angestellte/Beamte (EA), qualifizierte Angestellte/Beamte (QA), Selbständige a.d. Landw. (ohne Landwirte und Nichterwerbstätige).

## 6. Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurde der Frage nachgegangen, ob der Ausbau und die verschiedenen Reformen des Bildungswesens seit den sechziger Jahren mit einem Abbau der herkunftsspezifischen Ungleichheiten in der Bildungsbeteiligung einher gehen. Des weiteren war zu klären, ob das von Mare (1980) für die Analyse der Bildungsungleichheit in den USA vorgeschlagene sequentielle Logit-Modell, welches sich in der international vergleichenden Ungleichheitsforschung mittlerweile als Standardverfahren etabliert hat, auch für die Analyse der Bildungsungleichheit im (west-) deutschen dreigliedrigen Bildungssystem verwendet werden kann. Im folgenden werden zunächst die Ergebnisse zur methodischen Frage zusammengefaßt, die inhaltlichen Befunde werden anschließend diskutiert.

Sequentielle Logit-Modelle gehen entscheidungstheoretisch von einer Entscheidungsfolge über jeweils binäre Schulbesuchsalternativen aus. Die einzelnen Entscheidungsschritte werden dabei als vollständig voneinander getrennte, unabhängige Entscheidungen betrachtet. Um sequentielle Logit-Modelle für das deutsche Bildungssystem schätzen zu können, werden für die erste Entscheidungsstufe die Realschule und das Gymnasium (bzw. die äquivalenten Schulabschlüsse) als weiterführende Schulen zusammengefaßt und der Schulbesuchsalternative Volks-/Hauptschule gegenübergestellt. Erst im zweiten Schritt wird die Wahl zwischen der Realschule und dem Gymnasium untersucht. Dieser Modellstrategie widerspricht jedoch,

daß das gegliederte (west-) deutsche Schulwesen die Eltern vor eine andere Entscheidung über die Schulart stellt, die ihre Kinder nach der Grundschulzeit besuchen sollen. Läßt man die Integrierten Gesamtschulen außer Acht, ist – unter der Voraussetzung entsprechender Schulleistungen – zwischen drei Schulformen zu wählen. Diesen spezifischen, durch das in Westdeutschland dominierende dreigliedrige Schulsystem gegebenen Entscheidungsstrukturen werden sequentielle Logit-Modelle nicht gerecht. In dieser Hinsicht sind für die Analyse der Bildungsungleichheit multinomiale Logit-Modelle vorzuziehen. Die statistische Angemessenheit dieses Modelltyps konnte für die verwendeten Daten durch Spezifikationstests bestätigt werden. Die Verwendung multinomialer Logit-Modelle bietet zusätzlich flexible Möglichkeiten, verschiedene Logit-Kontraste zu bilden und kann somit zur differenzierten Analyse beitragen.

Bei den multinomialen Logit-Modellen zeigte sich, daß die These einer unverändert fortbestehenden sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung (Shavit und Blossfeld 1993) nicht zutrifft. Zwar hängt die Bildungsbeteiligung nach wie vor sehr eng mit der sozialen Herkunft zusammen, zwischen 1950 und 1989 haben aber auch statistisch signifikante Veränderungen des Zusammenhangs zwischen sozialer Herkunft und Bildungsbeteiligung bzw. Schulbesuch stattgefunden. Der größte Teil des Ungleichheitsabbaus ist offensichtlich im wesentlichen bis zum Ende der siebziger Jahre eingetreten und hängt stärker mit der beruflichen Stellung des Familienvorstands als mit dem Bildungsniveau des Elternhauses zusammen.

In Bezug auf die Chancenverhältnisse des Besuchs weiterführender Schulen im Vergleich zur Volks-/Hauptschule wurde hinsichtlich der beruflichen Stellung des Familienvorstands ein deutlicher Rückgang in der ungleichen Bildungsbeteiligung festgestellt. Beispielsweise hatten Kinder von leitenden Angestellten und Beamten 1950 gegenüber Kindern von un- und angelernten Arbeitern einen fast 6mal größeren Chancenvorteil, eine Realschule zu besuchen, statt höchstens über einen Volksschulabschluß zu verfügen. Dieser Chancenvorteil ist bis 1989 auf etwa das Zweifache zurückgegangen. Ein Abbau ungleicher Bildungsbeteiligung in ähnlicher Stärke ist auch hinsichtlich der relativen Chancen des Gymnasialbesuchs festzustellen. In diesen Entwicklungen kommt die allgemeine Abkehr von der Minimalbildung (Volks-/Hauptschule) zum Ausdruck. Jedoch zeigt sich beim Vergleich der herkunftsspezifischen Bildungsbeteiligung in Gymnasien vs. Realschulen von 1950 bis 1989 eine unveränderte soziale Selektivität. Kinder von leitenden Angestellten und Beamten haben nach wie vor eine zwei- bis dreifach größere Chance als Kinder un- und angelernter Arbeiter das Gymnasium statt eine Realschule zu besuchen. Ähnliche Veränderungen wie für die Herkunftsgruppe un-

und angelernter Arbeiter im Vergleich zu leitenden Angestellten und Beamten sind für Landwirte und für die anderen Arbeitergruppen (Facharbeiter, Vorarbeiter/Meister) festzustellen.

Aus verschiedenen Gründen ist ein direkter Vergleich mit den Ergebnissen von Blossfeld (1993), Henz und Maas (1995) sowie Müller und Haun (1994) nicht möglich. Unter anderem liegt dies daran, daß in den sequentiellen Logit-Modellen die Schul- bzw. Abschlußtypen Realschule und Gymnasium unter der Kategorie weiterführende Schulen zusammengefaßt wurden, die Daten nur Geburtskohorten bis etwa Mitte der sechziger Jahre enthalten und die jeweils verwendeten Variablen unterschiedlich konstruiert sind. Unter diesen Einschränkungen läßt sich festhalten, daß die hier ermittelten Ergebnisse im Großen und Ganzen kompatibel mit den Feststellungen von Müller und Haun sowie Henz und Maas sind. Dies gilt sowohl bezüglich des Ungleichheitsabbaus beim Verhältnis weiterführende Schulen vs. Volks-/Hauptschule als auch in Bezug auf das Ergebnis (weitestgehend) unveränderter Ungleichheit beim Chancenverhältnis Gymnasium vs. Realschule.

Im Vergleich zur beruflichen Stellung ist der Ungleichheitsabbau nach dem Bildungsniveau des Elternhauses insgesamt schwächer und setzt später ein. Für den Besuch des Gymnasiums im Vergleich zum Besuch bzw. Abschluß der Volks-/Hauptschule zeigt sich zwar punktuell ein Ungleichheitsabbau, bei genauerer Analyse ist aber eine weitestgehend konstante Ungleichheit mit Tendenzen der Ungleichheitszunahme festzustellen. Solche Ansätze des Anstiegs ungleicher Bildungsbeteiligung sind insbesondere beim Chancenverhältnis Gymnasium vs. Realschule (Besuch bzw. Abschluß) zu beobachten. Insgesamt aber bestätigen die hier durchgeführten Analysen, daß der Zusammenhang zwischen den relativen Bildungschancen ein Gymnasium vs. die Realschule zu besuchen und dem Bildungsniveau des Elternhauses im wesentlichen gleich geblieben ist. Dies entspricht, soweit der Vergleich auf Grund der Verwendung unterschiedlicher Daten und Modelle möglich ist, bisherigen Ergebnissen zur Entwicklung der Bildungsungleichheit (vgl. Blossfeld 1993; Henz und Maas 1995; Müller und Haun 1994).

In einem Resümee zum Stand der Forschung über herkunftsbezogene Bildungsungleichheit hat Kraus (1996: 146) Defizite in Bezug auf das Wissen über die Mechanismen ungleicher Bildungsbeteiligung festgestellt. Die für Sekundäranalysen zur Verfügung stehenden Datenbasen bieten im allgemeinen nur grobe Indikatoren für die theoretisch interessierenden Wirkungsmechanismen; dies gilt auch für die hier verwendeten amtlichen Mikrodaten. Insbesondere wären für die Bearbeitung der Frage, wie die Bildungsentscheidungen in den Familien zustande kommen, ereignisorientierte Daten nötig. Dennoch kann versucht werden, einige

Schlußfolgerungen zur Frage der Wirkungsmechanismen zu ziehen. Im Großen und Ganzen läßt sich die Rolle des Bildungsniveaus der Eltern als Indikator des kulturellen Kapitals des Elternhauses eher als ungleichheitskonservierend beschreiben. Offensichtlich ist die in dieser Variablen zum Ausdruck kommende Bedeutung direkter Vorteile bei der Bewältigung schulischer Anforderungen und des Wissens über den Aufbau des Bildungssystems nicht geringer geworden. Die Bedeutung des „kulturellen Kapitals“ ist aber auch nicht so stark gestiegen, wie es nach der Theorie kultureller Reproduktion zu erwarten wäre. Nur punktuell zeigten sich die nach der Theorie kultureller Reproduktion zu erwartenden Entwicklungen einer Ungleichheitszunahme. Ebenfalls nicht bestätigt hat sich die Annahme, das Bildungsniveau des Elternhauses sei ein besserer Indikator für die im Zuge der Bildungsexpansion zu erwartenden Sättigungseffekte bei den Familien mit höherem Bildungsniveau.<sup>23</sup> In dieser Hinsicht interpretierbare Effekte zeigten sich deutlicher im Zusammenhang mit der beruflichen Stellung des Familienvorstands.

Die berufliche Stellung des Familienvorstands als Indikator sowohl für bildungsbezogene Werthaltungen als auch für die materielle Lage der Herkunftsfamilie hat Ende der achtziger Jahre im Vergleich zu den fünfziger und sechziger Jahren deutlich an Einfluß auf die Chancen eines vorteilhaften Schulbesuchs verloren. Der bei Landwirtskindern schon ab 1960 beobachtete Anstieg des Besuchs von Realschulen und Gymnasien dürfte mit der Umorientierung dieser Herkunftsgruppe zur abhängigen Beschäftigung auf dem Arbeitsmarkt zusammenhängen und wäre als Folge von Umbewertungen bildungsbezogener Nutzeneinschätzungen zu interpretieren. Ein globaler Bedeutungsverlust ökonomischer Ressourcen für die Bildungschancen wird unter anderem von der Modernisierungstheorie behauptet. Spezifischere Aussagen waren mit Hilfe der mikrosoziologischen Theorie von Boudon möglich, wie bspw. hinsichtlich von Auswirkungen der verbesserten Einkommenslage. Nicht zuletzt hat ab den sechziger Jahren der Ausbau von Realschulen und Gymnasien sowie die gestiegene öffentliche Förderung zur Reduktion der Schulbesuchskosten geführt. Wenn sich die Ungleichheitsreduktionen vorwiegend im Kontext mit der beruflichen Stellung des Familienvorstands widerspiegeln, dürfte dies auch auf den engen Zusammenhang zwischen dieser Variablen und der materiellen Lage der Herkunftsfamilie zurückzuführen sein.

---

<sup>23</sup> Dies mag daran liegen, daß die oberste Kategorie der Variablen Bildungsniveau des Elternhauses zu heterogen ist, da aus Vergleichbarkeitsgründen die Abgrenzung von Hochschulabschlüssen nicht möglich war.

## Literatur

- Abelshauer, Werner, 1983: Wirtschaftsgeschichte der Bundesrepublik Deutschland 1945-1980. Frankfurt: Suhrkamp.
- Alba, Richard D., Johann Handl und Walter Müller, 1994: Ethnische Ungleichheit im deutschen Bildungssystem, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 46(2):209-237.
- Ambrosius, Gerold und Hartmut Kaelble, 1992: Einleitung: Gesellschaftliche und wirtschaftliche Folgen des Booms der 1950er und 1960er Jahre. S. 7-32 in: Hartmut Kaelble (Hg.): Der Boom 1948-1973. Gesellschaftliche und wirtschaftliche Folgen in der Bundesrepublik Deutschland und in Europa. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Andreß, Hans-Jürgen, Jacques A. Hagenaars und Steffen Kühnel, 1997: Analyse von Tabellen und kategorialen Daten. Berlin: Springer.
- Avenarius, Hermann und Bernd Jeand'Heur, 1992: Elternwille und staatliches Bestimmungsrecht bei der Wahl der Schullaufbahn. Berlin: Duncker & Humblot.
- Bach, Walter, Johann Handl und Walter Müller, 1980: Volks- und Berufszählung 1970. Codebuch und Grundauszählung der Wohnbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland. Mannheim: VASMA-Projekt (unveröff. Ms.)
- Baumert, Jürgen, 1991: Das allgemeinbildende Schulwesen der Bundesrepublik Deutschland. S. 334-357 in: Leo Roth (Hg.). Pädagogik. Handbuch für Studium und Praxis. München: Ehrenwirth.
- Blossfeld, Peter, 1983: Höherqualifizierung und Verdrängung – Konsequenzen der Bildungsexpansion in den Siebziger Jahren. S. 184-240 in: Max Haller und Walter Müller (Hg.): Beschäftigungssystem im gesellschaftlichen Wandel. Frankfurt: Campus.
- Blossfeld, Hans-Peter, 1993: Changes in Educational Opportunities in the Federal Republic of Germany. A Longitudinal Study of Cohorts born Between 1916 and 1965. S. 51-74 in: Yossi Shavit und Hans-Peter Blossfeld (Hg.): Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries. Boulder: Westview Press.
- Blossfeld, Hans-Peter und Yossi Shavit, 1993: Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries. S. 1-23 in: Yossi Shavit und Hans-Peter Blossfeld (Hg.): Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries. Boulder: Westview Press.
- Bofinger, Jürgen, 1990: Neuere Entwicklungen des Schullaufbahnverhaltens in Bayern: Schulwahl und Schullaufbahnen in Gymnasien, Real- und Wirtschaftsschulen von 1974/75 bis 1986/87. München: Ehrenwirth.
- Bolder, Axel, 1984: Soziale Brechungen des Zusammenhangs zwischen regionalen Umwelten und individuellen Ausbildungschancen, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (3): 407-418.
- Böttcher, Wolfgang, Günter Holtappels und Ernst Rösner, 1988: Zwischen Studium und Beruf – Soziale Selektion beim Übergang zur Hochschule, S. 103-130 in: Hans-Günter Rolff, Klaus Klemm, Hermann Pfeiffer und Ernst Rösner (Hg.): Jahrbuch für Schulentwicklung, Band 5. Weinheim/München: Juventa.

- Boudon, Raymond, 1974: Education, Opportunity, and Social Inequality. Changing Prospects in Western Society. New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre, 1973: Kulturelle Reproduktion und soziale Reproduktion. S. 88-137 [Teil 2] in: ders.: Grundlagen einer Theorie der symbolischen Gewalt. Frankfurt: Suhrkamp.
- Bourdieu, Pierre, 1982: Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft. Frankfurt: Campus.
- Bourdieu, Pierre und Jean-Claude Passeron, 1971: Die Illusion der Chancengleichheit. Stuttgart: Klett.
- Braun, Michael und Walter Müller, 1997: Measurement of Education in Comparative Research. Comparative Social Research 16: 163-201.
- Breen, Richard, 1997: Inequality, economic growth and social mobility, British Journal of Sociology 48(3): 429-449.
- Büchel, Felix und Gert Wagner, 1996: Soziale Differenzen der Bildungschancen in Westdeutschland – Unter besonderer Berücksichtigung von Zuwandererkindern. S. 80-96 in: Wolfgang Zapf, Jürgen Schupp und Roland Habich (Hg.): Lebenslagen im Wandel. Sozialberichterstattung im Längsschnitt. Frankfurt: Campus.
- Bundesministerium für Familie und Senioren (Hg.), 1994: Familien und Familienpolitik im geeinten Deutschland – Zukunft des Humanvermögens. Fünfter Familienbericht. Bonn: BMFS.
- Burkhard, Reinhard, 1978: Stationen des Schulerfolgs. Eine Analyse von Schulleistungen und Schülerbewegungen, Baden-Württemberg in Wort und Zahl: 415-423.
- Dahrendorf, Ralf, 1965: Arbeiterkinder an deutschen Universitäten. Tübingen: Mohr.
- Dahrendorf, Ralf, 1966: Bildung ist Bürgerrecht. Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik. Hamburg: Nannen-Verlag [Die Zeit Bücher].
- Ditton, Hartmut, 1992: Ungleichheit und Mobilität durch Bildung. Theorie und empirische Untersuchung über sozialräumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen. Weinheim/München: Juventa.
- Ditton, Hartmut, 1995: Ungleichheitsforschung. S. 89-124 in: Hans-Günter Rolff (Hg.): Zukunftsfelder von Schulforschung. Weinheim: Deutscher Studien Verlag.
- Erikson, Robert, 1996: Explaining Change in Educational Inequality - Economic Security and School Reforms. S. 95-112 in: Robert Erikson und Jan O. Jonsson (Hg.): Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective. Boulder: Westview Press.
- Erikson, Robert und Jan O. Jonsson, 1996: Introduction. Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. S. 1-63 in: Robert Erikson und Jan O. Jonsson (Hg.): Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective. Boulder: Westview Press.
- Fauser, Richard, 1984: Der Übergang auf weiterführende Schulen. Soziale und schulische Bedingungen der Realisierung elterlicher Bildungserwartungen. Projekt: Bildungsverläufe in Arbeiterfamilien. Abschlußbericht 1. Konstanz: Sozialwissenschaftliche Fakultät, Fachgruppe Soziologie.
- Fauser, Richard und Norbert Schreiber, 1987: Schulwünsche und Schulwahlentscheidungen in Arbeiterfamilien, S. 31-58 in: Axel Bolder und Klaus Rodax (Hg.): Das Prinzip der

- aufge(sc)hobenen Belohnung. Die Sozialisation von Arbeiterkindern für den Beruf. Bonn: Verlag Neue Gesellschaft.
- Fend, Helmut, 1990: Bilanz der empirischen Bildungsforschung, *Zeitschrift für Pädagogik* 36(5): 687-709.
- Frenzel, Hansjörg, Paul Lüttinger und Anke Nau, 1994: Mikrozensus 1989. Codebuch und Grundauszählung. Mannheim: ZUMA (unveröff. Ms.).
- Gambetta, Diego, 1987: Were they pushed or did they jump? Individual decision mechanisms in education (Studies in rationality and social change). Cambridge: Cambridge University Press.
- Goldthorpe, John H., 1996: Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment, *British Journal of Sociology* 47(3): 481-505.
- Halsey, Albert H., Anthony Heath und John M. Ridge, 1980: Origins and Destinations. Family, Class and Education in Modern Britain. Oxford: Clarendon Press.
- Handl, Johann, 1984: Chancengleichheit und Segregation: Ein Vorschlag zur Messung ungleicher Chancenstrukturen und ihrer zeitlichen Entwicklung, *Zeitschrift für Soziologie* 13: 328-345.
- Handl, Johann, 1985: Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 37: 698-722.
- Handl, Johann, Karl Ulrich Mayer und Walter Müller, 1975: Mikrozensus-Zusatzerhebung 1971 „Berufliche und soziale Umschichtung der Bevölkerung“. Codebook und Grundauszählung für die deutsche Wohnbevölkerung, 15 Jahre und älter. SPES-Projekt. Mannheim (unveröff. Ms.).
- Hansen, Rolf, Ernst Rösner und Barbara Weißbach, 1986: Der Übergang in die Sekundarstufe I. S. 70-101 in: Hans-Günter Rolff, Klaus Klemm und Klaus-Jürgen Tillmann (Hg.): *Jahrbuch der Schulentwicklung*, Bd. 4. Weinheim: Beltz.
- Hauser, Richard und Irene Becker, 1994: The Development of the Income Distribution in the Federal Republic of Germany during the Seventies and Eighties. [Revised version of a paper presented at the conference "The Distribution of Economic Well-Being in the 1980s - An International Perspective", June 21-23, 1993, in Feskebäckskil, Sweden]. Frankfurt: EVS-Projekt 'Personelle Einkommensverteilung in der Bundesrepublik', Arbeitspapier Nr. 1.
- Hausman, Jerry und Daniel McFadden, 1984: Specification Tests for the Multinomial Logit Model, *Econometrica* 52(5): 1219-1249.
- Hensher, David A. und Lester W. Johnson, 1981: *Applied Discrete-Choice Modelling*. London: Croom Helm / New York: Wiley.
- Henz, Ursula, 1996: *Intergenerationale Mobilität. Methodische und empirische Analysen*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Henz, Ursula, 1997a: Der Beitrag von Schulformwechseln zur Offenheit des allgemeinbildenden Schulsystems. *Zeitschrift für Soziologie* 26(1): 53-69.
- Henz, Ursula, 1997b: Der nachgeholte Erwerb allgemeinbildender Schulabschlüsse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49(2): 223-241.

- Henz, Ursula und Ineke Maas, 1995: Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion? Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 47(4):605-633.
- Herrlitz, Hans-Georg, Wulf Hopf und Hartmut Titze, 1981: Deutsche Schulgeschichte von 1800 bis zur Gegenwart. Königstein: Athenäum.
- Jonsson, Jan O., Colin Mills und Walter Müller, 1996: A Half Century of Increasing Educational Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain. S. 146-206 in: Robert Erikson und Jan O. Jonsson (Hg.): Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective. Boulder: Westview Press.
- Kernich-Möhringer, Gertraud, 1989: Schulbesuch und abgelegte Abschlußprüfungen 1960-1975. S. 32-37 in: Klaus Rodax (Hg.): Strukturwandel der Bildungsbeteiligung 1950-1985: eine Bestandsaufnahme im Spiegel der amtlichen Statistik. Darmstadt: Wissenschaftliche Buchgesellschaft.
- Köhler, Helmut, 1992: Bildungsbeteiligung und Sozialstruktur in der Bundesrepublik. Studien und Berichte des MPI für Bildungsforschung; 53. Berlin: edition sigma.
- Krais, Beate, 1996: Bildungsexpansion und soziale Ungleichheit in der Bundesrepublik Deutschland. S. 118-146 in: Axel Bolder, Helmut Weid, Walter R. Heinz, Günter Kut-scha, Helga Krüger, Artur Meier und Klaus Rodax (Hg.): Jahrbuch Bildung und Arbeit. Opladen: Leske + Budrich.
- Kuhlmann, Caspar, 1972: Schulreform und Gesellschaft in der Bundesrepublik Deutschland 1946-1966. Schulreform im gesellschaftlichen Prozeß. Ein interkultureller Vergleich, Bd. 1. [Texte und Dokumente zur Bildungsforschung; Institut für Bildungsforschung in der Max-Planck-Gesellschaft (Hg.)]. Stuttgart: Klett (2. Auflage).
- Leschinsky, Achim und Karl Ulrich Mayer, 1990: Comprehensive Schools and Inequality of Opportunity in the Federal Republic of Germany, S. 13-37 in: diess. (Hg.): The Comprehensive School Experiment Revisited: Evidence from Western Europe. Frankfurt: Lang.
- Long, Scott J., 1997: Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables. (Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences; 7). Thousand Oaks: Sage.
- Loreth, Hans, 1973: Ausbildung und Elternhaus, Baden-Württemberg in Wort und Zahl (5): 105-109.
- Lundgreen, Peter, 1981: Sozialgeschichte der deutschen Schule im Überblick. Teil II: 1918-1980. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Maddala, Gangadharrao S., 1983: Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maier, Gunther und Peter Weiss, 1990: Modelle diskreter Entscheidungen. Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Wien: Springer.
- Mare, Robert D., 1980: Social Background and School Continuation Decisions, Journal of the American Statistical Association 75(370): 295-305.
- Mare, Robert D., 1981: Change and Stability in Educational Stratification, American Sociological Review 46(February): 72-87.
- Mayer, Karl Ulrich und Hans-Peter Blossfeld, 1990: Die gesellschaftliche Konstruktion sozialer Ungleichheit im Lebenslauf, S. 297-318 in: Peter A. Berger und Stefan Hradil (Hg.): Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile. Soziale Welt Sonderband 7.

- McFadden, Daniel, 1981: *Econometric Models of Probabilistic Choice*. S. 198-272 in: Charles F. Manski und Daniel McFadden (Hg.): *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Cambridge/London: MIT Press.
- Meulemann, Heiner, 1985: *Bildung und Lebensplanung. Die Sozialbeziehung zwischen Elternhaus und Schule*. Frankfurt: Campus.
- Meulemann, Heiner, 1992: *Expansion ohne Folgen? Bildungschancen und sozialer Wandel in der Bundesrepublik*. S. 123-156 in: Wolfgang Glatzer (Hg.): *Entwicklungstendenzen der Sozialstruktur*. Frankfurt: Campus.
- Müller, K. Valentin, 1956: *Begabung und soziale Schichtung in der hochindustrialisierten Gesellschaft*. Köln: Westdeutscher Verlag.
- Müller, Walter, 1979: *Schulbildung und Weiterbildung als soziologische Hintergrundvariablen*. S. 169-206 in: Franz Urban Pappi (Hg.): *Sozialstrukturanalysen mit Umfragedaten*. Königstein/Ts.: Athenäum.
- Müller, Walter, 1997: *Vergleichende Sozialstrukturforschung*. S. 97-116 in: Dirk Berg-Schlosser und Ferdinand Müller-Rommel (Hg.): *Vergleichende Politikwissenschaft*. Leverkusen: Leske + Budrich, 3., überarb. und erg. Aufl.
- Müller, Walter, 1998: *Erwartete und unerwartete Folgen der Bildungsexpansion*. S. 81-112 in: Jürgen Friedrichs, M. Rainer Lepsius und Karl Ulrich Mayer (Hg.): *Die Diagnosefähigkeit der Soziologie*. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderheft 38. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Müller, Walter und Dietmar Haun, 1994: *Bildungsungleichheit im sozialen Wandel*, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 46(1): 1-42.
- Müller-Benedict, Volker, 1999: *Strukturelle Grenzen sozialer Mobilität. Ein Modell des Mikro-Makro-Übergangs nach Boudon*, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 51(2): 313-338.
- Rodax, Klaus (Hg.), 1989: *Strukturwandel der Bildungsbeteiligung 1950-1985. Eine Bestandsaufnahme im Spiegel der amtlichen Bildungsstatistik*. Darmstadt: Wissenschaftliche Buchgesellschaft.
- Roeder, Peter M. und Bernhard Schmitz, 1995: *Der vorzeitige Abgang vom Gymnasium. Materialien aus der Bildungsforschung*; 51. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard und Hans-Jörg Frenzel, 1995: *1-Prozent Stichprobe der Volks- und Berufszählung 1970. Datei mit Haushalts- und Familiennummern und revidierter Teilstichprobe für West-Berlin. Dokumentation der Datenaufbereitung*. ZUMA-Technischer Bericht 95/06. Mannheim: ZUMA.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard und Paul Lüttinger, 1993: *Die Entwicklung bildungsspezifischer Ungleichheit: Bildungsforschung mit Daten der amtlichen Statistik*, ZUMA-Nachrichten Nr. 32: 76-115.
- Schober, Karen und Manfred Tessaring, 1993: *Eine unendliche Geschichte. Vom Wandel im Bildungs- und Berufsverhalten Jugendlicher*. Materialien aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung; 3. Nürnberg: IAB.
- Shavit, Yossi und Hans-Peter Blossfeld (Hg.), 1993: *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.

- Sobel, Michael E., 1995: The Analysis of Contingency Tables. S. 251-310 in: Gerhard Armingier, Clifford C. Clogg und Michael E. Sobel (Hg.): Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences. New York: Plenum Press.
- Tegtmeier, Heinrich, 1979: Berufliche und soziale Umschichtung der Bevölkerung. Methodische Anmerkungen zur Planung, Durchführung und Aufbereitung der Befragung. S. 17-47 in: ders. (Hg.): Soziale Strukturen und individuelle Mobilität. Beiträge zur sozio-demographischen Analyse der Bundesrepublik Deutschland. Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung; 6. Boppard: Boldt.
- Treiman, Donald J., 1970: Industrialization and Social Stratification. S. 207-234 in Edward O. Laumann (Hg.): Social Stratification. Research and Theory for the 1970s. Indianapolis/New York: Bobbs-Merrill.
- Treiman, Donald J. und Kam-Bor Yip, 1989: Educational and Occupational Attainment in 21 Countries. S. 373-394 in: Melvin L. Kohn (Hg.): Cross-national research in sociology. Newbury Park: Sage.
- Urban, Dieter, 1993: Logit-Analyse. Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen. Stuttgart: Fischer.
- Weishaupt, Horst, Manfred Weiß, Hasso von Recum und Rüdiger Haug, 1988: Perspektiven des Bildungswesens der Bundesrepublik Deutschland. Rahmenbedingungen, Problemlagen, Lösungsstrategien. Baden-Baden: Nomos.
- Wildt, Michael, 1996: Vom kleinen Wohlstand. Eine Konsumgeschichte der fünfziger Jahre. Frankfurt: Fischer.

## **Anhang: Tabellen und Abbildungen**

**Tabelle A1: Bildungsbeteiligung deutscher Jugendlicher im Alter von 14 bis 18 Jahren 1950-1989 (Zeilenprozent)**

<u>Kategorien der Variablen Schulbesuch</u>						
HS	Volks-/Hauptschule					
SO	Volks-/Hauptschulabschluß (ohne Besuch einer allgemeinbildenden Schule)					
RS	Realschule					
RA	Realschulabschluß (ohne Besuch einer allgemeinbildenden Schule)					
GY	Gymnasium					
IGS	Integrierte Gesamtschule					
<b>Schulbesuch 1950</b>						
	HS	SO	RS	RA	GY	n
<b>Altersgruppe</b>						
14-15 Jahre	29,6	56,0	7,4		7,0	16.120
16-18 Jahre	1,4	85,3	2,9	5,4	5,1	20.206
<b>Elternangaben</b>						
vorhanden	14,1	71,5	5,1	3,1	6,2	33.540
keine Angabe (wohnt nicht bei Eltern)	11,1	81,3	2,3	1,8	3,5	2.786
<b>Geschlecht</b>						
männlich	13,6	72,2	4,5	2,5	7,1	18.443
weiblich	14,2	72,4	5,2	3,4	4,7	17.883
<b>Bildungsniveau des Elternhauses</b>						
Volksschule (oder weniger)	15,2	79,9	2,1	1,4	1,4	13.625
Volksschule mit Lehre	15,1	73,0	5,0	3,2	3,6	15.343
Fach-/Technikerschule	8,9	61,1	9,7	4,6	15,7	949
Mittlere Reife	9,5	41,1	17,2	9,1	23,0	2.118
Fach-/Abitur	6,6	33,1	13,9	9,4	37,0	670
Fach-/Hochschule	3,1	27,4	12,7	6,0	50,8	835
ohne Angabe	11,1	81,3	2,3	1,8	3,5	2.786
<b>Berufliche Stellung des Familienvorstands</b>						
Un-/angelernte Arbeiter	16,1	80,1	1,8	1,2	0,9	7.367
Facharbeiter	15,8	77,2	3,1	2,2	1,6	6.295
Vorarbeiter, Meister	14,8	70,9	5,3	4,0	5,0	1.287
Einfache Angestellte, Beamte	14,0	70,6	6,8	3,4	5,2	1.625
Qualifizierte Angestellte, Beamte	11,8	55,4	12,2	7,1	13,5	2.160
Leitende Angestellte, Beamte	5,5	34,9	15,1	6,9	37,5	1.905
Landwirte	13,1	82,5	2,0	1,0	1,4	3.683
Selbständige a.d. Landwirtschaft	11,6	62,0	8,9	5,6	11,9	3.694
Nichterwerbstätige	15,9	72,0	4,5	3,1	4,5	5.524
ohne Angabe	11,1	81,3	2,3	1,8	3,5	2.786
<b>Zusammen</b>	<b>13,9</b>	<b>72,3</b>	<b>4,9</b>	<b>3,0</b>	<b>5,9</b>	<b>36.326</b>

Quelle: Mikrozensus-Zusatzerhebung April/1971 (Retrospektivangaben; Wohnbevölkerung zum Zeitpunkt 1950)

Fortsetzung Tabelle A1

	Schulbesuch 1960					n
	HS	SO	RS	RA	GY	
<b>Altersgruppe</b>						
14-15 Jahre	27,5	48,4	13,1		11,0	11.199
16-18 Jahre	0,9	76,1	4,6	9,3	9,1	20.849
<b>Elternangaben</b>						
vorhanden	10,4	65,4	7,9	6,3	10,1	29.858
keine Angabe (wohnt nicht bei Eltern)	7,4	80,6	3,4	3,2	5,5	2.190
<b>Geschlecht</b>						
männlich	10,2	66,6	6,7	4,5	11,9	16.014
weiblich	10,2	66,3	8,4	7,6	7,6	16.034
<b>Bildungsniveau des Elternhauses</b>						
Volksschule (oder weniger)	12,9	78,8	3,2	2,8	2,2	8.754
Volksschule mit Lehre	11,1	70,6	7,4	6,0	4,9	14.270
Fach-/Technikerschule	8,4	58,4	11,4	6,2	15,6	1.119
Mittlere Reife	6,7	40,0	16,8	14,4	22,1	3.180
Fach-/Abitur	4,2	25,6	17,4	12,3	40,3	1.158
Fach-/Hochschule	3,1	24,0	10,3	7,0	55,6	1.377
ohne Angabe	7,4	80,6	3,4	3,2	5,5	2.190
<b>Berufliche Stellung des Familienvorstands</b>						
Un-/angelernte Arbeiter	13,5	79,6	3,2	2,4	1,3	5.551
Facharbeiter	12,3	75,0	5,9	4,5	2,3	5.513
Vorarbeiter, Meister	10,7	66,5	8,8	8,5	5,5	1.297
Einfache Angestellte, Beamte	11,4	62,8	10,7	7,6	7,5	1.839
Qualifizierte Angestellte, Beamte	9,2	50,2	14,8	11,4	14,4	3.078
Leitende Angestellte, Beamte	4,7	30,9	13,3	11,0	40,0	2.768
Landwirte	13,2	77,1	3,6	3,0	3,0	2.004
Selbständige a. d. Landwirtschaft	7,5	54,3	11,6	8,6	18,0	3.420
Nichterwerbstätige	8,9	71,9	5,7	5,2	8,3	4.388
ohne Angabe	7,4	80,6	3,4	3,2	5,5	2.190
<b>Zusammen</b>	10,2	66,5	7,6	6,0	9,7	32.048

Quelle: Mikrozensus-Zusatzerhebung April/1971 (Retrospektivangaben; Wohnbevölkerung zum Zeitpunkt 1960)

Fortsetzung Tabelle A1

	<b>Schulbesuch 1970</b>					n
	HS	SO	RS	RA	GY	
<b>Altersgruppe</b>						
14-15 Jahre	41,9	20,8	18,3		19,0	15.660
16-18 Jahre	0,9	67,4	5,3	11,8	14,6	22.559
<b>Elternangaben</b>						
vorhanden	18,3	46,8	11,2	6,9	16,8	35.368
keine Angabe (wohnt nicht bei Eltern)	9,9	66,3	4,0	8,7	11,2	2.851
<b>Geschlecht</b>						
männlich	18,0	47,9	10,4	5,7	18,0	19.502
weiblich	17,4	48,7	10,9	8,3	14,7	18.717
<b>Bildungsniveau des Elternhauses</b>						
Volksschule (oder weniger)	24,0	61,2	6,5	3,7	4,6	10.839
Volksschule mit Lehre	19,8	50,5	12,4	7,3	10,0	14.943
Fach-/Technikerschule	15,9	39,8	15,7	9,4	19,2	2.863
Mittlere Reife	10,1	24,8	18,4	12,5	34,2	3.490
Fach-/Abitur	4,6	13,5	10,3	7,2	64,4	887
Fach-/Hochschule	3,5	10,9	9,6	6,7	69,2	2.346
ohne Angabe	9,9	66,3	4,0	8,7	11,2	2.851
<b>Berufliche Stellung des Familienvorstands</b>						
Un-/angelernte Arbeiter	24,0	58,6	8,0	4,5	4,8	10.377
Facharbeiter	22,1	51,7	11,3	6,7	8,1	3.530
Vorarbeiter, Meister	18,7	45,4	14,4	8,8	12,7	2.724
Einfache Angestellte, Beamte	17,8	48,0	13,1	7,3	13,9	1.876
Qualifizierte Angestellte, Beamte	12,6	35,8	15,8	10,8	25,0	3.251
Leitende Angestellte, Beamte	6,9	17,7	14,0	8,8	52,6	4.045
Landwirte	21,9	56,0	9,2	4,7	8,2	2.502
Selbständige a.d. Landwirtschaft	12,2	34,1	15,0	8,7	30,0	3.405
Nichterwerbstätige	19,5	56,8	7,2	6,1	10,4	3.658
ohne Angabe	9,9	66,3	4,0	8,7	11,2	2.851
<b>Zusammen</b>	17,7	48,3	10,6	7,0	16,4	38.219

Quelle: Volkszählung 1970 mit den Ergänzungsfragen (1%-Stichprobe der Wohnbevölkerung)

Fortsetzung Tabelle A1

	<b>Schulbesuch 1982</b>						n
	HS	SO	RS	RA	GY	IGS	
<b>Altersgruppe</b>							
14-15 Jahre	36,9	5,0	27,7		26,0	4,4	19.456
16-18 Jahre	4,9	39,5	11,4	17,4	25,4	1,5	30.424
<b>Elternangaben</b>							
vorhanden	17,7	25,0	18,3	10,2	26,2	2,7	47.926
keine Angabe (wohnt nicht bei Eltern)	9,5	50,8	5,0	20,5	12,8	1,5	1.954
<b>Geschlecht</b>							
männlich	19,0	28,9	16,2	8,4	24,8	2,6	25.539
weiblich	15,7	23,0	19,3	12,9	26,5	2,6	24.341
<b>Bildungsniveau des Elternhauses</b>							
Volksschule (oder weniger)	26,3	40,1	12,7	8,6	9,9	2,4	9.146
Volksschule mit Lehre	21,3	29,0	19,5	11,6	15,9	2,6	21.786
Fach-/Technikerschule	14,6	19,3	24,1	12,0	27,6	2,4	3.131
Mittlere Reife	9,0	12,6	22,7	11,1	41,4	3,1	8.026
Fach-/Abitur	6,7	10,1	16,9	6,7	56,5	3,0	1.380
Fach-/Hochschule	3,8	5,3	12,0	4,5	72,0	2,5	4.457
ohne Angabe	9,5	50,8	5,0	20,5	12,8	1,5	1.954
<b>Berufliche Stellung des Familienvorstands</b>							
Un-/angelernte Arbeiter	26,8	36,7	15,4	9,1	9,7	2,3	7.705
Facharbeiter	23,3	30,9	18,3	11,4	13,4	2,6	7.703
Vorarbeiter, Meister	16,0	22,6	23,8	11,6	23,3	2,7	3.259
Einfache Angestellte, Beamte	17,8	26,6	19,6	12,1	20,6	3,2	2.653
Qualifizierte Angestellte, Beamte	12,2	15,8	22,7	11,0	35,1	3,3	7.937
Leitende Angestellte, Beamte	5,7	8,3	15,5	7,7	60,1	2,7	6.072
Landwirte	19,3	38,3	17,2	11,6	12,3	1,2	2.559
Selbständige a. d. Landwirtschaft	12,4	18,0	20,2	10,1	36,9	2,5	5.082
Nichterwerbstätige	24,2	33,8	13,2	9,1	16,8	2,9	4.956
ohne Angabe	9,5	50,8	5,0	20,5	12,8	1,5	1.954
<b>Zusammen</b>	17,4	26,0	17,7	10,6	25,7	2,6	49.880

Quelle: Mikrozensus 1982 (anonymisierte STATIS-BUND Tabellen (eigene Berechnungen); Fallzahlen mit Zufallsvariablen überlagert; Wohnbevölkerung)

Fortsetzung Tabelle A1

	<b>Schulbesuch 1989</b>						n
	HS	SO	RS	RA	GY	IGS	
<b>Altersgruppe</b>							
14-15 Jahre	33,0	2,7	28,5		31,3	4,6	6.456
16-18 Jahre	6,6	31,4	12,7	19,0	28,3	2,0	12.298
<b>Elternangaben</b>							
vorhanden	15,8	20,5	18,5	12,3	30,0	2,9	18.121
keine Angabe (wohnt nicht bei Eltern)	13,4	49,3	7,9	17,4	9,8	2,2	633
<b>Geschlecht</b>							
männlich	17,6	24,2	16,9	10,2	28,0	3,0	9.549
weiblich	13,7	18,7	19,4	14,8	30,6	2,8	9.205
<b>Bildungsniveau des Elternhauses</b>							
Volksschule (oder weniger)	25,6	37,0	14,2	10,5	9,9	2,9	2.402
Volksschule mit Lehre	20,7	26,3	19,3	15,0	16,1	2,6	7.840
Fach-/Technikerschule	13,0	19,4	24,4	16,1	24,2	2,9	1.152
Mittlere Reife	9,2	10,8	22,8	13,2	40,6	3,3	3.460
Fach-/Abitur	8,2	8,8	21,4	7,7	49,9	4,0	692
Fach-/Hochschule	3,7	4,2	10,7	4,1	74,0	3,3	2.575
ohne Angabe	13,4	49,3	7,9	17,4	9,8	2,2	633
<b>Berufliche Stellung des Familienvorstands</b>							
Un-/angelernte Arbeiter	25,0	32,0	16,0	13,0	11,2	2,9	2.623
Facharbeiter	22,6	26,7	21,0	13,3	13,5	3,0	2.794
Vorarbeiter, Meister	13,7	21,6	22,4	15,3	24,9	2,0	1.096
Einfache Angestellte, Beamte	15,5	24,0	20,1	15,0	23,0	2,5	956
Qualifizierte Angestellte, Beamte	9,9	13,1	21,9	14,3	37,5	3,4	3.248
Leitende Angestellte, Beamte	4,9	6,7	13,7	6,6	64,7	3,4	2.787
Landwirte	17,1	29,9	21,2	15,5	15,2	1,2	692
Selbständige a.d. Landwirtschaft	10,1	15,3	18,7	11,7	41,5	2,7	1.839
Nichterwerbstätige	24,5	27,1	15,3	11,6	18,5	3,0	2.086
ohne Angabe	13,4	49,3	7,9	17,4	9,8	2,2	633
<b>Zusammen</b>	15,7	21,5	18,1	12,5	29,3	2,9	18.754

Quelle: Mikrozensus 1989 (faktisch anonymisierte 70%-Substichprobe; Bevölkerung am Hauptwohnsitz; an die Bevölkerungsfortschreibung angepaßte Fallzahlen (1%) n = 30.626)

**Tabelle A2: Ergebnis der Tests auf Gültigkeit der Annahme „Independence of Irrelevant Alternatives“ (IIA) für das multinomiale Logit-Modell zur Bildungsbeteiligung deutscher Jugendlicher im Alter von 14-18 Jahren. Spezifikationstests nach Hausman/McFadden 1984**

Ausgeschlossene Alternative der abhängigen Variablen	Teststatistik für Beobachtungs-/Erhebungszeitpunkte						
	df	1950	1960	1970	df	1982	1989
Volks-/Hauptschule (Besuch)	50	19,03	-0,44	31,32	67	6,61	13,12
Realschule (Besuch)	50	9,34	105,97*	64,00	67	-429,16	-180,34
Gymnasium	50	-4,31	18,12	12,29	67	-438,51	-163,43
Realschul-Abschluß	51	34,40	3,03	-30,41	68	31,91	-155,88
Integrierte Gesamtschule					67	12,40	18,75

\*  $P \geq 0,95$

Modellterme/Variablen des multinomialen Logit-Modells: 1+A+E+G+B+S; vgl. Tabelle 1.

Test der Hypothese  $\beta_A = \beta_C$ ; wobei A: reduzierte Alternativenmenge; C: nicht reduzierte Alternativenmenge.

Teststatistik  $T = (\beta_A - \beta_C)' [\text{Cov}(\beta_A) - \text{Cov}(\beta_C)]^{-1} (\beta_A - \beta_C)$ ; asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt.

Negative Teststatistiken weisen auf Nichtzutreffen der asymptotischen Schätzeigenschaften hin. Sie bedeuten keine Ablehnung der IIA-Annahme.

**Tabelle A3: Ergebnisse des multinomialen Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher. Regressionskoeffizienten und Standardfehler\***

Logit / Variable	Regressionskoeffizienten und Standardfehler (in Klammern)				
	Haupteffekt 1950	Interaktionseffekte			
	1960	1970	1982	1989	
Konstante <b>Realschul-Abschluß</b>	-0,995 (0,173)	-0,105 (0,2143)	0,7356 (0,206)	0,777 (0,202)	0,730 (0,228)
Geschlecht: weiblich	0,278 (0,065)	0,209 (0,082)	0,111 (0,078)	0,410 (0,073)	0,402 (0,084)
Bildungsniveau des Elternhauses: Volks-/Hauptschule	-1,648 (0,194)	0,480 (0,245)	-0,017 (0,231)	0,738 (0,226)	0,655 (0,261)
Volks-/Hauptschule und Lehre	-1,026 (0,179)	0,396 (0,223)	0,050 (0,213)	0,622 (0,209)	0,683 (0,240)
Fach-/Techniker-/Berufsfachschule	-0,841 (0,229)	0,083 (0,290)	0,129 (0,262)	0,715 (0,261)	0,736 (0,293)
Mittlere Reife	0,288 (0,185)	0,144 (0,228)	-0,269 (0,221)	-0,065 (0,216)	-0,019 (0,247)
Fach-/Abitur	0,383 (0,219)	0,220 (0,269)	-0,446 (0,288)	-0,483 (0,276)	-0,463 (0,325)
Berufliche Stellung des Familienvorstands:					
Un-/angelernte Arbeiter	-1,539 (0,167)	0,094 (0,210)	0,484 (0,190)	0,674 (0,188)	1,102 (0,217)
Facharbeiter	-1,2392 (0,148)	0,1779 (0,183)	0,3786 (0,180)	0,6097 (0,170)	0,8424 (0,202)
Vorarbeiter, Meister	-0,624 (0,185)	0,2523 (0,228)	0,205 (0,212)	0,2321 (0,209)	0,509 (0,243)
Einfache Angestellte, Beamte	-0,8102 (0,181)	0,294 (0,218)	0,1911 (0,216)	0,4067 (0,206)	0,6488 (0,243)
Qualifizierte Angestellte, Beamte	-0,028 (0,140)	-0,0209 (0,171)	-0,1383 (0,169)	-0,1238 (0,163)	0,2611 (0,194)
Selbständige Landwirte	-1,818 (0,213)	0,609 (0,267)	0,856 (0,246)	1,196 (0,235)	1,659 (0,274)
Selbständige außerhalb der Landwirtschaft	-0,294 (0,131)	-0,055 (0,164)	-0,125 (0,162)	-0,118 (0,159)	0,164 (0,197)
Nichterwerbstätige	-0,738 (0,140)	-0,143 (0,176)	-0,071 (0,174)	-0,126 (0,166)	0,340 (0,201)
Elterninformationen: keine Angabe (wohnt nicht bei den Eltern)	-2,498 (0,222)	0,428 (0,282)	0,579 (0,256)	1,438 (0,251)	1,307 (0,288)

\* Modellterme:  $1+D*(A+E+G+B+S)$ . Log-Likelihood: -171.495,24;  $df=335$ ,  $R^2=26,9\%$ ; Referenzkategorie: Schulbesuch (Y) = Volks-/Hauptschulabschluss; Erhebungszeitpunkt (D) = 1950; Alter (A) = 16-18 Jahre; Geschlecht (G) = männlich; Bildungsniveau des Elternhauses (B) = Fach-/Hochschule; Berufliche Stellung des Familienvorstands (S) = Leitende Angestellte/Beamte

Fortsetzung Tabelle A3

Logit / Variable	Regressionskoeffizienten und Standardfehler (in Klammern)				
	Haupteffekt	Interaktionseffekte			
	1950	1960	1970	1982	1989
Konstante <b>Realschule</b>	-1,250 (0,134)	-0,079 (0,177)	0,470 (0,171)	1,083 (0,161)	1,173 (0,186)
Altersgruppe: 14-15 Jahre	1,296 (0,054)	0,284 (0,072)	1,118 (0,068)	1,580 (0,068)	1,902 (0,102)
Geschlecht: weiblich	0,094 (0,052)	0,077 (0,069)	-0,158 (0,065)	0,321 (0,060)	0,336 (0,073)
Bildungsniveau des Elternhauses: Volks-/Hauptschule	-1,725 (0,151)	0,073 (0,203)	0,243 (0,190)	0,419 (0,181)	0,449 (0,217)
Volks-/Hauptschule und Lehre	-1,090 (0,137)	0,025 (0,181)	0,234 (0,174)	0,327 (0,166)	0,274 (0,196)
Fach-/Techniker-/Berufsfachschule	-0,754 (0,170)	0,094 (0,225)	0,205 (0,207)	0,382 (0,201)	0,367 (0,237)
Mittlere Reife	0,223 (0,142)	-0,154 (0,186)	-0,133 (0,182)	-0,288 (0,171)	-0,233 (0,202)
Fach-/Abitur	0,060 (0,177)	0,401 (0,226)	-0,108 (0,248)	-0,187 (0,226)	0,165 (0,269)
Berufliche Stellung des Familienvorstands:					
Un-/angelernte Arbeiter	-1,778 (0,132)	0,415 (0,176)	0,635 (0,155)	1,011 (0,154)	1,085 (0,186)
Facharbeiter	-1,571 (0,117)	0,561 (0,154)	0,552 (0,149)	0,907 (0,140)	1,251 (0,173)
Vorarbeiter, Meister	-1,031 (0,155)	0,527 (0,202)	0,344 (0,181)	0,819 (0,178)	0,752 (0,215)
Einfache Angestellte, Beamte	-0,748 (0,134)	0,497 (0,174)	0,106 (0,170)	0,372 (0,162)	0,424 (0,204)
Qualifizierte Angestellte, Beamte	-0,221 (0,108)	0,236 (0,142)	-0,151 (0,139)	0,200 (0,132)	0,367 (0,165)
Selbständige Landwirte	-1,661 (0,154)	0,541 (0,215)	0,691 (0,186)	0,858 (0,181)	1,184 (0,227)
Selbständige außerhalb der Landwirtschaft	-0,510 (0,101)	0,248 (0,136)	0,123 (0,133)	0,221 (0,129)	0,278 (0,169)
Nichterwerbstätige	-1,013 (0,109)	0,224 (0,150)	-0,133 (0,147)	0,218 (0,138)	0,544 (0,173)
Elterninformationen: keine Angabe (wohnt nicht bei den Eltern)	-3,033 (0,179)	0,360 (0,242)	0,277 (0,229)	0,071 (0,228)	0,609 (0,271)

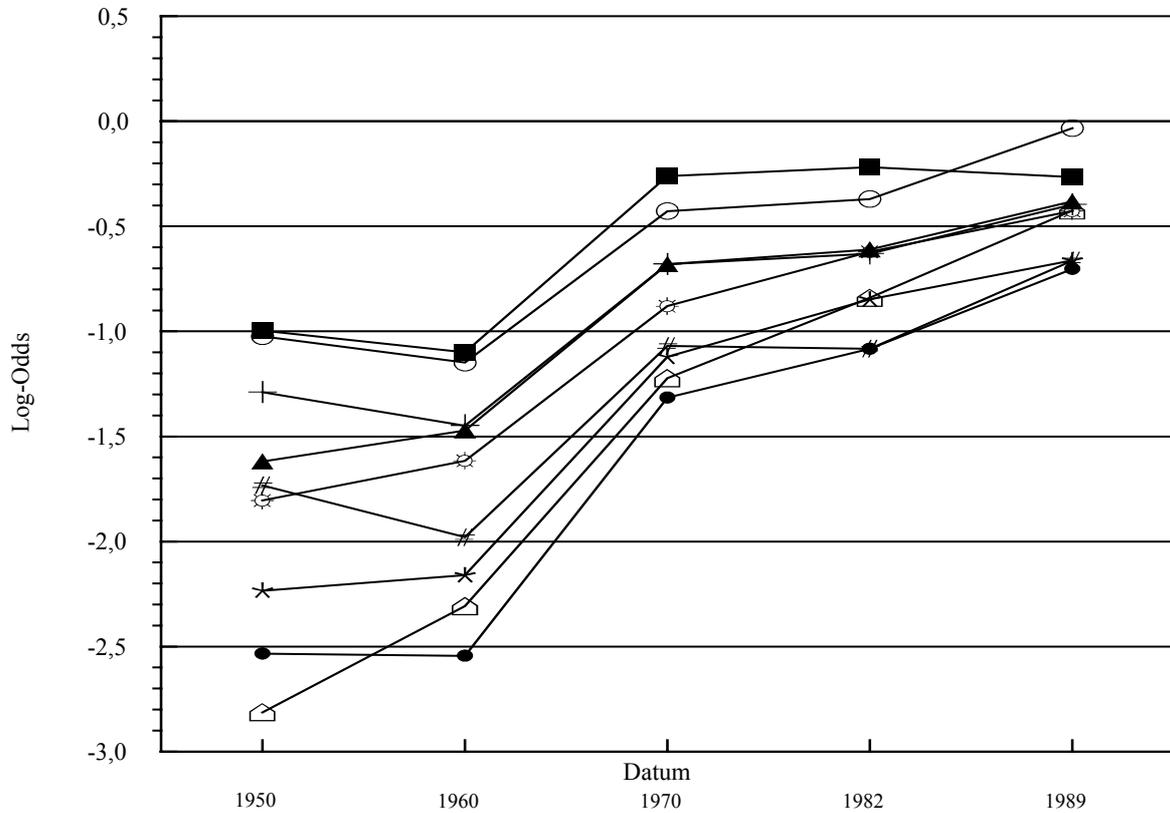
Fortsetzung Tabelle A3

Logit / Variable	Regressionskoeffizienten und Standardfehler (in Klammern)				
	Haupteffekt	Interaktionseffekte			
	1950	1960	1970	1982	1989
Konstante <b>Gymnasium</b>	0,946 (0,097)	0,198 (0,124)	1,011 (0,125)	1,330 (0,123)	1,441 (0,147)
Altersgruppe: 14-15 Jahre	0,617 (0,052)	0,204 (0,071)	0,899 (0,065)	1,341 (0,066)	1,770 (0,102)
Geschlecht: weiblich	-0,497 (0,052)	-0,022 (0,069)	0,196 (0,063)	0,862 (0,060)	0,919 (0,072)
Bildungsniveau des Elternhauses: Volks-/Hauptschule	-3,121 (0,127)	-0,112 (0,170)	-0,204 (0,157)	0,224 (0,154)	-0,009 (0,191)
Volks-/Hauptschule und Lehre	-2,508 (0,105)	-0,104 (0,136)	-0,121 (0,133)	0,145 (0,132)	0,005 (0,161)
Fach-/Techniker-/Berufsfachschule	-1,536 (0,130)	-0,211 (0,172)	-0,561 (0,159)	-0,258 (0,160)	-0,588 (0,196)
Mittlere Reife	-0,708 (0,107)	-0,335 (0,138)	-0,396 (0,138)	-0,324 (0,135)	-0,422 (0,165)
Fach-/Abitur	-0,273 (0,130)	0,013 (0,166)	0,152 (0,182)	-0,298 (0,177)	-0,427 (0,222)
Berufliche Stellung des Familienvorstands:					
Un-/angelernte Arbeiter	-2,616 (0,149)	0,160 (0,204)	0,580 (0,167)	0,937 (0,166)	1,094 (0,193)
Facharbeiter	-2,403 (0,127)	0,205 (0,169)	0,658 (0,154)	0,971 (0,145)	1,095 (0,173)
Vorarbeiter, Meister	-1,360 (0,150)	-0,028 (0,206)	0,059 (0,172)	0,548 (0,170)	0,599 (0,202)
Einfache Angestellte, Beamte	-1,358 (0,136)	0,323 (0,176)	0,199 (0,165)	0,445 (0,160)	0,550 (0,195)
Qualifizierte Angestellte, Beamte	-0,605 (0,096)	0,060 (0,125)	-0,026 (0,120)	0,237 (0,116)	0,416 (0,146)
Selbständige Landwirte	-2,292 (0,166)	0,612 (0,225)	0,713 (0,192)	0,665 (0,189)	0,966 (0,232)
Selbständige außerhalb der Landwirtschaft	-0,760 (0,085)	0,189 (0,113)	0,079 (0,110)	0,141 (0,110)	0,324 (0,145)
Nichterwerbstätige	-1,385 (0,098)	0,440 (0,129)	-0,005 (0,128)	0,113 (0,122)	0,365 (0,155)
Elterninformationen: keine Angabe (wohnt nicht bei den Eltern)	-4,151 (0,138)	0,236 (0,184)	0,250 (0,170)	0,044 (0,173)	-0,301 (0,226)

Fortsetzung Tabelle A3

Logit / Variable	Regressionskoeffizienten und Standardfehler (in Klammern)				
	Haupteffekt	Interaktionseffekte			
	1950	1960	1970	1982	1989
Konstante <b>Volks-/Hauptschule</b>	-4,840 (0,228)	0,568 (0,300)	0,723 (0,278)	2,620 (0,256)	3,134 (0,281)
Altersgruppe: 14-15 Jahre	3,483 (0,063)	0,387 (0,100)	1,507 (0,096)	0,610 (0,077)	0,600 (0,109)
Geschlecht: weiblich	0,026 (0,034)	-0,050 (0,054)	-0,246 (0,050)	-0,047 (0,049)	-0,035 (0,067)
Bildungsniveau des Elternhauses: Volks-/Hauptschule	0,479 (0,220)	-0,461 (0,290)	-0,403 (0,264)	-0,395 (0,251)	-0,559 (0,285)
Volks-/Hauptschule und Lehre	0,537 (0,218)	-0,633 (0,286)	-0,523 (0,260)	-0,418 (0,247)	-0,543 (0,277)
Fach-/Techniker-/Berufsfachschule	0,143 (0,246)	-0,235 (0,326)	0,004 (0,290)	0,025 (0,280)	-0,147 (0,318)
Mittlere Reife	0,579 (0,228)	-0,478 (0,300)	-0,387 (0,275)	-0,579 (0,259)	-0,574 (0,290)
Fach-/Abitur	0,439 (0,272)	-0,357 (0,361)	-0,404 (0,359)	-0,461 (0,326)	-0,228 (0,370)
Berufliche Stellung des Familienvorstands:					
Un-/angelernte Arbeiter	0,268 (0,126)	-0,374 (0,178)	-0,329 (0,158)	-0,117 (0,157)	-0,115 (0,200)
Facharbeiter	0,241 (0,125)	-0,321 (0,176)	-0,279 (0,162)	-0,156 (0,156)	0,057 (0,180)
Vorarbeiter, Meister	0,291 (0,147)	-0,289 (0,212)	-0,455 (0,182)	-0,268 (0,182)	-0,381 (0,234)
Einfache Angestellte, Beamte	0,265 (0,142)	-0,125 (0,200)	-0,393 (0,185)	-0,205 (0,180)	-0,251 (0,233)
Qualifizierte Angestellte, Beamte	0,238 (0,137)	-0,200 (0,189)	-0,430 (0,174)	-0,145 (0,166)	-0,088 (0,207)
Selbständige Landwirte	0,108 (0,133)	-0,108 (0,194)	-0,250 (0,173)	-0,489 (0,173)	-0,339 (0,238)
Selbständige außerhalb der Landwirtschaft	0,190 (0,128)	-0,392 (0,182)	-0,322 (0,167)	-0,160 (0,162)	-0,212 (0,210)
Nichterwerbstätige	0,335 (0,125)	-0,473 (0,180)	-0,426 (0,164)	-0,029 (0,158)	0,245 (0,200)
Elterninformationen: keine Angabe (wohnt nicht bei den Eltern)	0,292 (0,229)	-1,065 (0,305)	-0,825 (0,281)	-1,093 (0,274)	-0,711 (0,315)

**Abbildung A1: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Realschulabschluß vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**

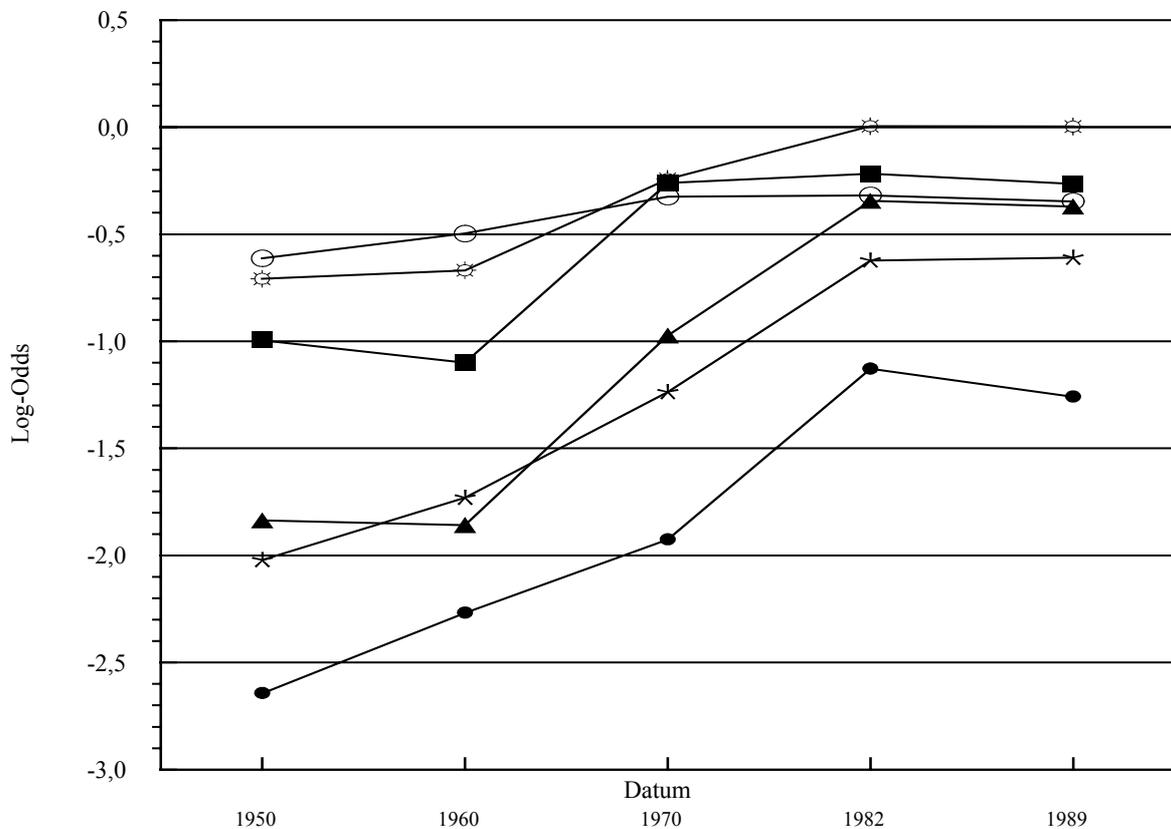


Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	-1,00	-1,10	-0,26	-0,22	-0,27
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	-1,02	-1,15	-0,43	-0,37	-0,03
☼ Einfache Angestellte/Beamte	-1,81	-1,62	-0,88	-0,62	-0,43
▲ Vorarbeiter/Meister	-1,62	-1,47	-0,68	-0,61	-0,38
* Facharbeiter	-2,23	-2,16	-1,12	-0,85	-0,66
● Un-/angelernte Arbeiter	-2,53	-2,54	-1,329	-1,08	-0,70
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	-1,29	-1,45	-0,68	-0,63	-0,40
△ Landwirte	-2,81	-2,31	-1,22	-0,84	-0,42
# Nichterwerbstätige	-1,73	-1,98	-1,07	-1,08	-0,66

Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:

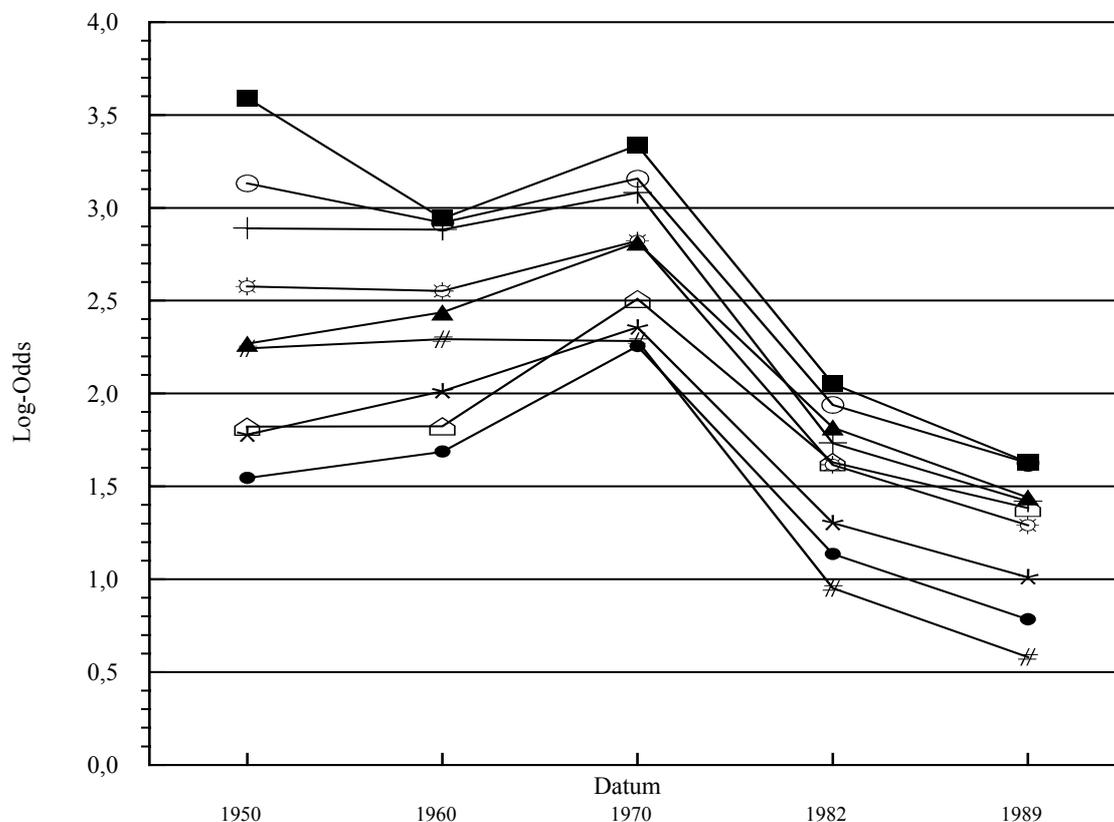
Un-/angelernte Arbeiter	1,54	1,45	1,06	0,87	0,44
Landwirte	1,82	1,21	0,96	0,62	0,16

**Abbildung A2: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Realschulabschluß vs. Volks-/Hauptschulabschluß nach dem Bildungsniveau in der Familie. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	-1,00	-1,10	-0,26	-0,22	-0,27
○ Fach-/Abitur	-0,61	-0,50	-0,32	-0,32	-0,35
☼ Mittlere Reife	-0,71	-0,67	-0,24	0,00	0,00
▲ Fach-/Technikerschule	-1,84	-1,86	-0,97	-0,34	-0,37
* Volksschule + Lehre	-2,02	-1,73	-1,24	-0,62	-0,61
● Volksschule	-2,64	-2,27	-1,93	-1,13	-1,26
Fach-/Hochschule im Vergleich zu: Volksschule	1,65	1,17	1,66	0,91	0,99

**Abbildung A3: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch der Realschule vs. Volks-/Hauptschule nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**

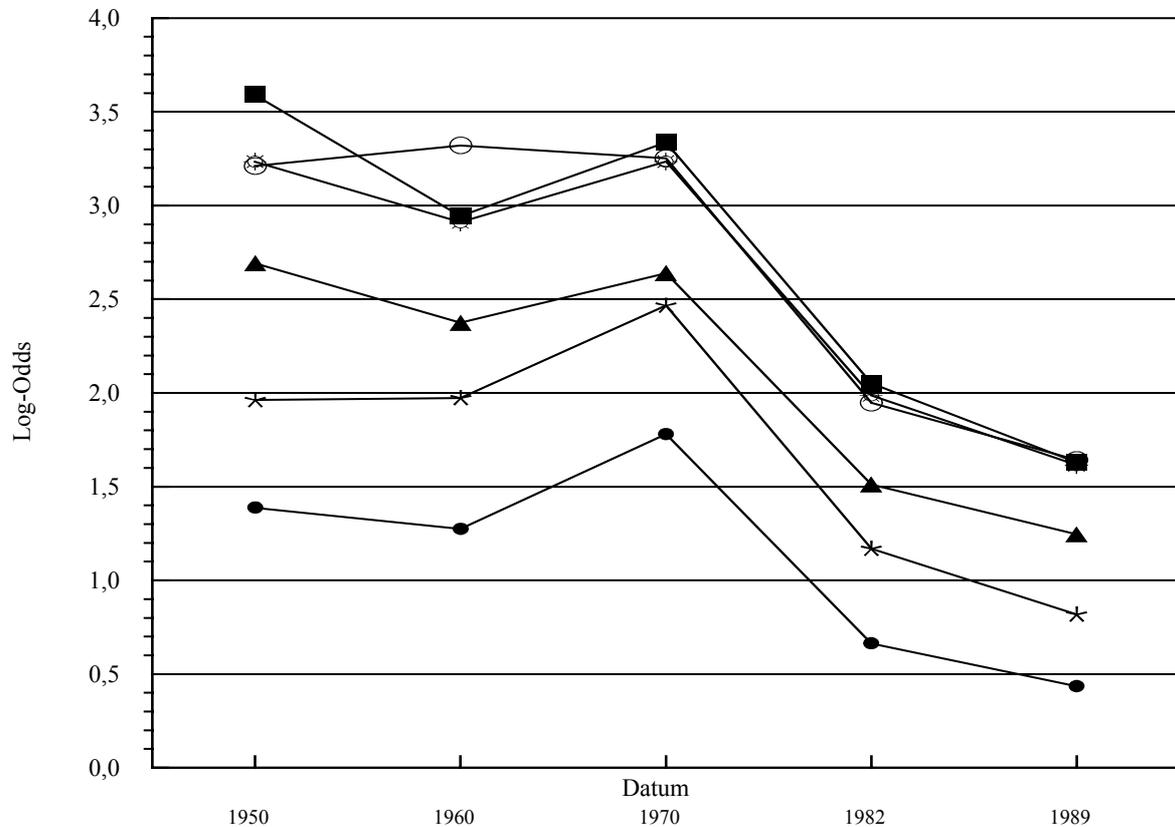


Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	3,59	2,94	3,34	2,05	1,63
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	3,13	2,92	3,16	1,94	1,63
☼ Einfache Angestellte/Beamte	2,58	2,55	2,82	1,62	1,29
▲ Vorarbeiter/Meister	2,27	2,44	2,81	1,82	1,44
* Facharbeiter	1,78	2,01	2,36	1,30	1,01
● Un-/angelernte Arbeiter	1,54	1,69	2,25	1,14	0,78
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	2,89	2,88	3,08	1,73	1,42
△ Landwirte	1,82	1,82	2,51	1,63	1,38
# Nichterwerbstätige	2,24	2,29	2,28	0,95	0,58

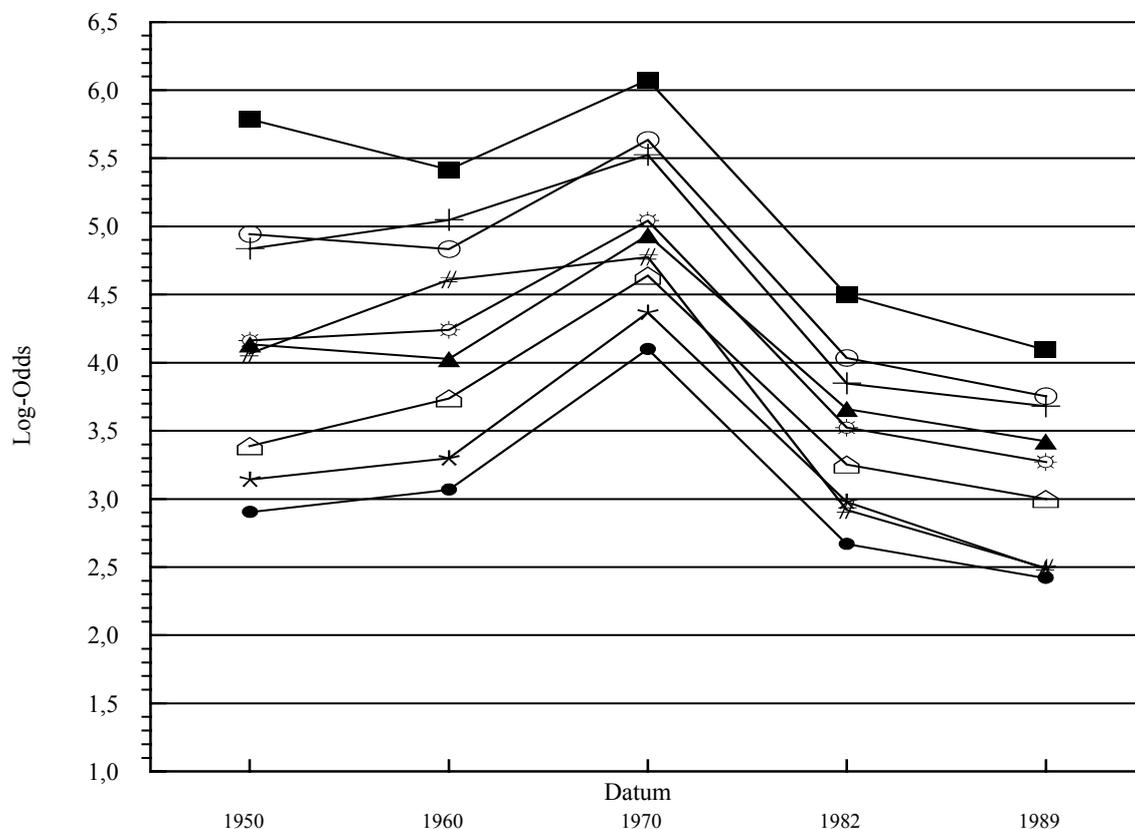
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	2,05	1,26	1,08	0,92	0,85
Landwirte	1,77	1,12	0,83	0,42	0,25

**Abbildung A4: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch der Realschule vs. Volks-/Hauptschule nach dem Bildungsniveau in der Familie. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



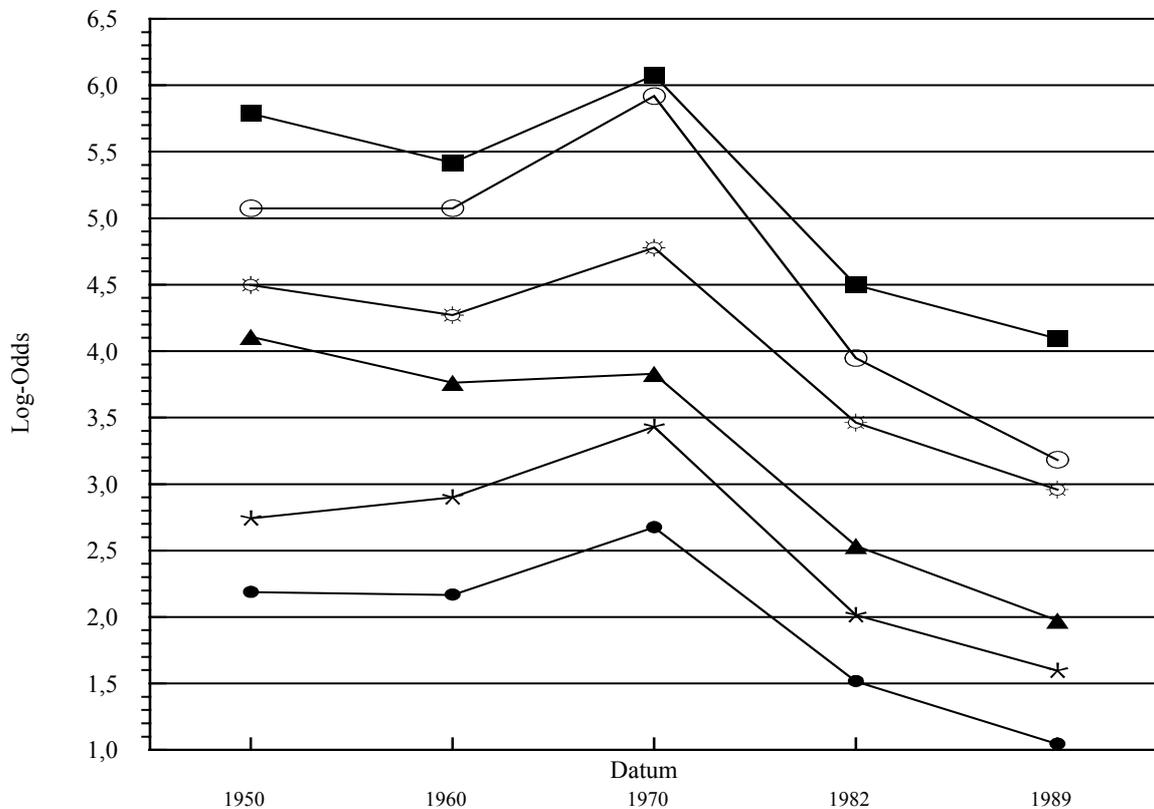
Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	3,59	2,94	3,34	2,05	1,63
○ Fach-/Abitur	3,21	3,32	3,25	1,95	1,64
☼ Mittlere Reife	3,23	2,91	3,23	1,99	1,61
▲ Fach-/Technikerschule	2,69	2,37	2,64	1,51	1,25
* Volksschule + Lehre	1,96	1,97	2,47	1,17	0,82
● Volksschule	1,39	1,27	1,78	0,66	0,43
Fach-/Hochschule im Vergleich zu:					
Volksschule	2,20	1,67	1,56	1,39	1,20

**Abbildung A5: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. der Volks-/Hauptschule nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



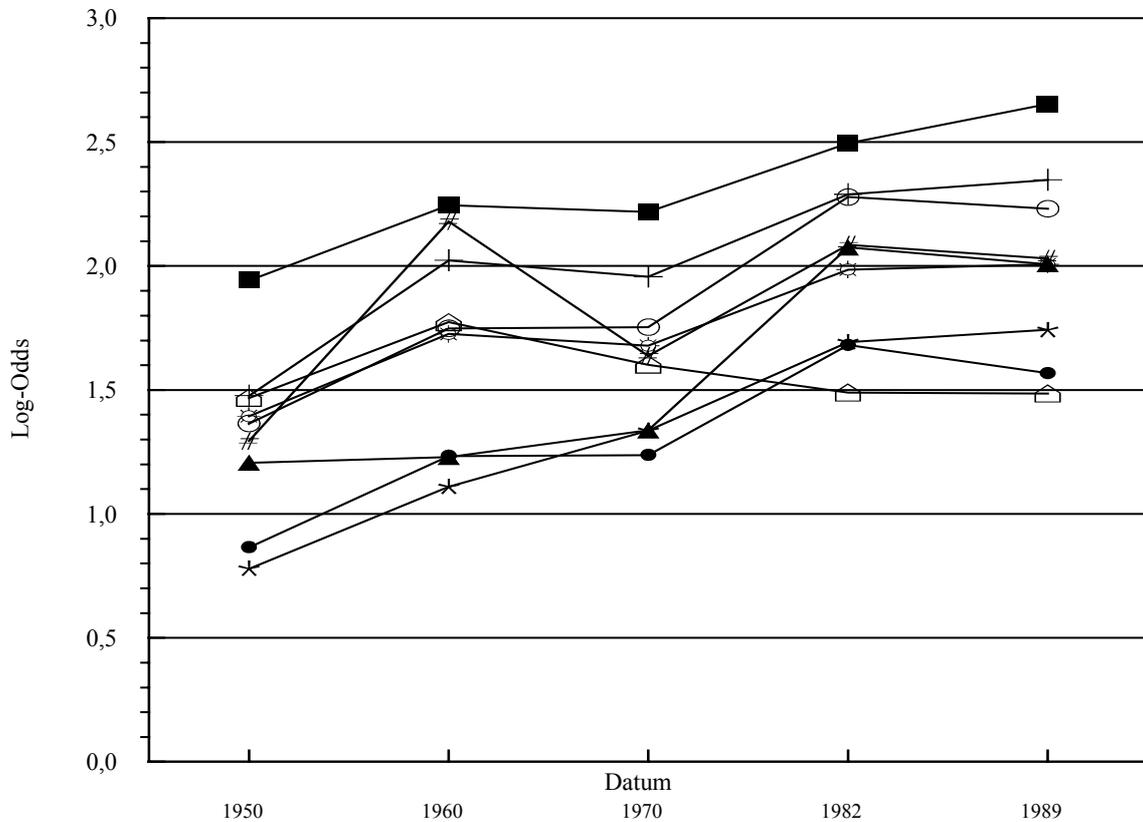
Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	5,79	5,42	6,07	4,50	4,09
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	4,94	4,83	5,63	4,03	3,75
☼ Einfache Angestellte/Beamte	4,16	4,24	5,04	3,52	3,27
▲ Vorarbeiter/Meister	4,14	4,03	4,94	3,66	3,42
* Facharbeiter	3,14	3,30	4,37	2,98	2,49
● Un-/angelernte Arbeiter	2,90	3,07	4,10	2,67	2,42
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	4,84	5,05	5,52	3,85	3,68
△ Landwirte	3,39	3,74	4,64	3,25	3,00
# Nichterwerbstätige	4,07	4,61	4,78	2,92	2,49
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	2,88	2,35	1,97	1,83	1,67
Landwirte	2,40	1,68	1,44	1,25	1,09

**Abbildung A6: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. der Volks-/Hauptschule nach dem Bildungsniveau in der Familie. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



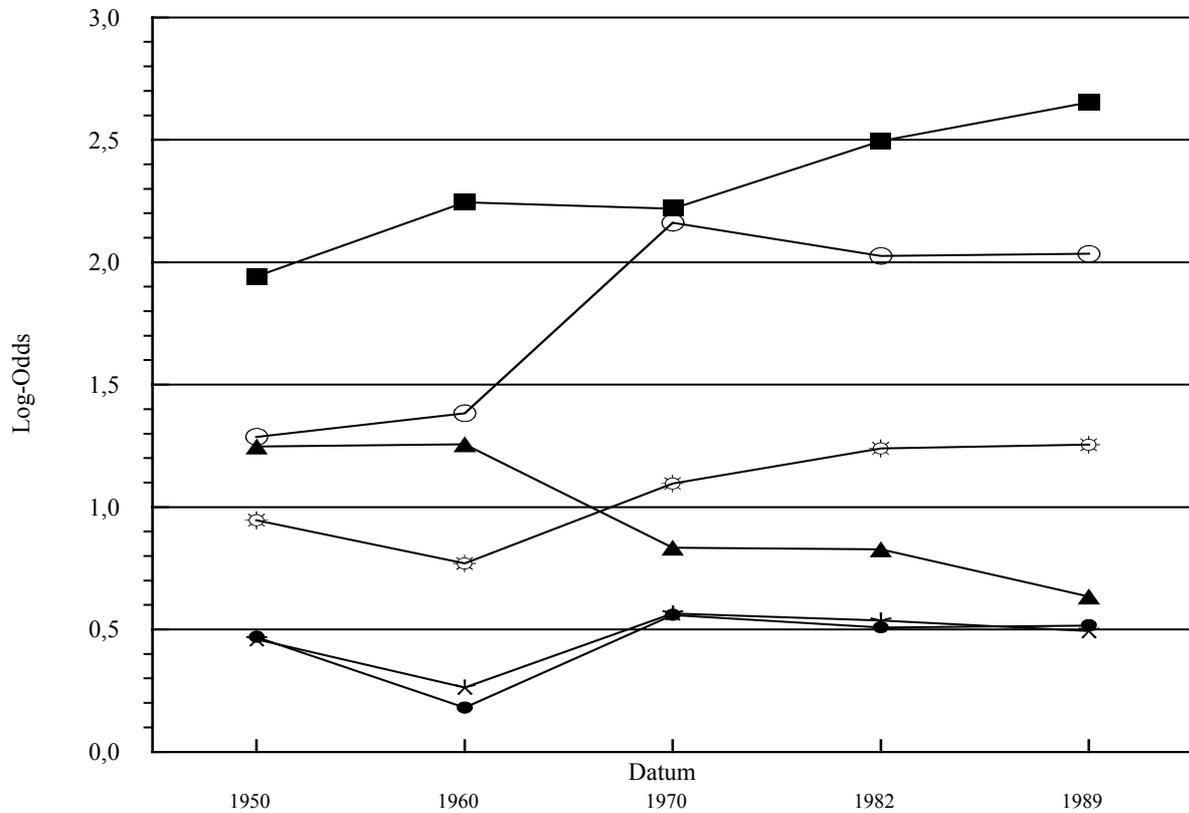
Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	5,79	5,42	6,07	4,50	4,09
○ Fach-/Abitur	5,07	5,07	5,92	3,95	3,18
☼ Mittlere Reife	4,50	4,27	4,78	3,46	2,96
▲ Fach-/Technikerschule	4,11	3,76	3,83	2,53	1,97
* Volksschule + Lehre	2,74	2,90	3,43	2,01	1,60
● Volksschule	2,19	2,17	2,67	1,52	1,04
Fach-/Hochschule im Vergleich zu: Volksschule	3,60	3,25	3,40	2,98	3,05

**Abbildung A7: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Realschulabschluß nach der beruflichen Stellung des Familienvorstands. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Berufliche Stellung des Familienvorstands	1950	1960	1970	1982	1989
■ Leitende Angestellte/Beamte	1,94	2,24	2,22	2,49	2,65
○ Qualifizierte Angestellte/Beamte	1,36	1,75	1,75	2,28	2,23
⊙ Einfache Angestellte/Beamte	1,39	1,73	1,68	1,99	2,01
▲ Vorarbeiter/Meister	1,21	1,23	1,34	2,08	2,01
* Facharbeiter	0,78	1,11	1,34	1,69	1,74
● Un-/angelernte Arbeiter	0,87	1,23	1,24	1,68	1,57
⊕ Selbständige a.d. Landwirtschaft	1,48	2,02	1,96	2,29	2,35
△ Landwirte	1,47	1,77	1,60	1,49	1,49
# Nichterwerbstätige	1,29	2,18	1,64	2,09	2,03
Leitende Angestellte/Beamte im Vergleich zu:					
Un-/angelernte Arbeiter	1,08	1,01	0,98	0,81	1,09
Landwirte	0,47	0,47	0,62	1,01	1,17

**Abbildung A8: Logarithmierte Chancenverhältnisse (Log-Odds) Besuch des Gymnasiums vs. Realschulabschluß nach dem Bildungsniveau in der Familie. Ergebnisse des Logit-Modells zur Bildungsbeteiligung 14-18jähriger deutscher Jugendlicher.**



Bildungsniveau des Elternhauses	1950	1960	1970	1982	1989
■ Fach-/Hochschule	1,94	2,24	2,22	2,49	2,65
○ Fach-/Abitur	1,29	1,38	2,16	2,03	2,03
☼ Mittlere Reife	0,95	0,77	1,10	1,24	1,25
▲ Fach-/Technikerschule	1,25	1,26	0,83	0,83	0,63
* Volksschule + Lehre	0,46	0,26	0,57	0,54	0,49
● Volksschule	0,47	0,18	0,56	0,51	0,52
Fach-/Hochschule im Vergleich zu: Volksschule	1,47	2,06	1,66	1,99	2,14