Schriften des Vereins für Socialpolitik

Band 313

# Evidenzbasierte Bildungspolitik: Beiträge der Bildungsökonomie

Von

Jutta Almendinger, Jörn Bartels, Lutz Bellmann, Christian Ebner, Günter Fandel, Mark Hürlimann, Hendrik Jürges, Ute Leber, Philippe Mahler, Renate Neubäumer, Corinna Preuschoff, Christine von Prümmer, Andrea Schenker-Wicki, Martin Schludi, Kerstin Schneider, Gabriela Schütz, Manfred Weiß, Rainer Winkelmann, Ludger Wößmann

Herausgegeben von

Manfred Weiß

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schriften des Vereins für Socialpolitik

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Neue Folge Band 313

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
Neue Folge Band 313

# Evidenzbasierte Bildungspolitik: Beiträge der Bildungsökonomie

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Evidenzbasierte Bildungspolitik: Beiträge der Bildungsökonomie

Von

Jutta Almendinger, Jörn Bartels, Lutz Bellmann, Christian Ebner, Günter Fandel, Mark Hürlimann, Hendrik Jürges, Ute Leber, Philippe Mahler, Renate Neubäumer, Corinna Preuschoff, Christine von Prümmer, Andrea Schenker-Wicki, Martin Schludi, Kerstin Schneider, Gabriela Schütz, Manfred Weiß, Rainer Winkelmann, Ludger Wößmann

Herausgegeben von

Manfred Weiß

Duncker & Humblot · Berlin

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten
© 2006 Duncker & Humblot GmbH, Berlin
Fremddatenübernahme und Druck:
Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin
Printed in Germany

ISSN 0505-2777
ISBN 3-428-12290-9
978-3-428-12290-5

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier
entsprechend ISO 9706 ♾

Internet: http://www.duncker-humblot.de

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Vorwort

Nach langen Jahren der Abstinenz in der Politikberatung ist seit einiger Zeit ein deutlicher Wiederanstieg des „politischen Kurswertes" der Bildungsökonomie zu verzeichnen. Unübersehbar ist die Tendenz, ihr eine wichtigere Politik unterstützende Rolle zuzuweisen. Die verschärften Knappheitsprobleme im öffentlichen Sektor bieten dafür ebenso eine Erklärung wie der Bedeutungszuwachs, den Bildung als strategische Ressource für die Bewältigung wirtschaftlicher und sozialer Probleme von Volkswirtschaften und ihrer Ausrichtung an den Erfordernissen der Wissensgesellschaft erfahren hat. Aber auch innerdisziplinäre Entwicklungen lassen sich anführen: die stärkere Orientierung des Forschungsprogramms der Bildungsökonomie an dem Problemlösungs- und Steuerungsbedarf des politisch-administrativen Systems. Diese thematische Akzentverlagerung ging einher mit einer stärkeren Institutionalisierung der Disziplin im Wissenschaftssystem.

Sicherlich profitiert die Bildungsökonomie – wie andere Disziplinen auch – von einem allgemein gestiegenen Krisenbewusstsein und einer fast schon als historisch zu apostrophierenden Reformstimmung in Deutschland. Der davon ausgehende Handlungsdruck auf die politischen Akteure hat unübersehbar deren Bereitschaft erhöht, wissenschaftliche Expertise nachzufragen – und das, so hat es den Anschein, aus einem ernsthaften „kognitiven Vergewisserungsbedürfnis" (Neidhard), einem Interesse an „evidenzbasiertem" Steuerungshandeln. Mit ihren Forschungen zu drängenden bildungspolitischen Problemen kann die Bildungsökonomie dazu einen substanziellen Beitrag leisten. Auch der vorliegende Band orientiert sich in seiner Themenauswahl an politischen Relevanzkriterien. Er dokumentiert einen Teil der Referate, die auf den Jahrestagungen des Bildungsökonomischen Ausschusses im Verein für Socialpolitik 2004 in Frankfurt und 2005 in Nürnberg gehalten wurden. Den Schwerpunkt bilden Beiträge zum Schul- und Weiterbildungsbereich.

Die ersten beiden Beiträge widmen sich mit der Fokussierung auf Aspekte der Chancengleichheit im Schulsystem einer Thematik, die innerhalb der bildungsökonomischen Forschung eine eher randständige Position einnimmt. In der Studie von *Gabriela Schütz* und *Ludger Wößmann* werden die Bildungschancen von Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher Sozialschichtgruppen international vergleichend untersucht. Dazu werden im ersten Teil auf der Basis von Daten verschiedener Schulleistungsstudien mikroökonometrische Schätzungen des Einflusses der familiären Herkunft von Schülerinnen und Schülern auf deren Schulleistungen vorgenommen. Der zweite Teil stellt die gefundenen Unterschiede in den so indikatorisierten Bildungschancen in einen Zusammenhang mit bildungspolitisch relevanten Merkmalen der Schulsysteme. Die Befunde verschiedener empirischer

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Identifikationsstrategien zeigen, dass Schulsysteme mit späterer äußerer Differenzierung und umfassend ausgebauter frühkindlicher Bildung systematisch ausgeglichenere Bildungschancen bieten. Die Untersuchung liefert damit wichtige Argumente für die Notwendigkeit einer Schulstrukturdebatte im deutschen Schulwesen.

Der Beitrag von *Rainer Winkelmann* und *Philippe Mahler* thematisiert die Frage nach Ausmaß und möglichen Gründen einer Benachteiligung von Kindern Alleinerziehender bei Bildungsgangentscheidungen. Die dazu auf der Basis von Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) für eine repräsentative Stichprobe von 14-Jährigen vorgenommenen Analysen zeigen u. a., dass der Familienstatus einen über das Einkommen und den Umfang der Erwerbsarbeit von Müttern vermittelten negativen Einfluss auf die Bildungsbeteiligung hat und dass sich keine Unterschiede in der Wirkung von Ein-Eltern-Familien in früher und später Kindheit nachweisen lassen.

In der Diskussion über Möglichkeiten der Qualitäts- und Effizienzverbesserung im Schulbereich wird immer wieder die Stärkung des „Dritten Sektors" durch den Ausbau privater Bildungsangebote als besonders aussichtsreiche Strategie herausgestellt. Auf der Basis von Daten der deutschen Ergänzungserhebung zu PISA 2000 wird in der Studie von *Manfred Weiß* und *Corinna Preuschoff* die Effektivität dieser Strategie überprüft. Dazu werden unter Anwendung eines Matching-Ansatzes die Leistungen von Schülerinnen und Schülern staatlicher und privater Schulen im Sekundarbereich (Gymnasien und Realschulen) miteinander verglichen. Die Ergebnisse vermitteln ein uneinheitliches Bild mit insgesamt wenig bedeutsamen Leistungsunterschieden. Ein wesentlicher Grund dafür wird in der relativen Invarianz der institutionellen Rahmenbedingungen zwischen staatlichen und privaten Schulen als Folge des in Artikel 7 des Grundgesetzes festgelegten korporatistischen Modells des Dritten Sektors im Schulbereich gesehen.

Der „Paradigmenwechsels der Steuerungsphilosophie" im Hochschulbereich (größere Handlungsautonomie, Globalbudgets mit Elementen leistungsorientierter Mittelzuweisung, Leistungsaufträge) ist vielerorts in der Erwartung nachhaltiger Effektivitäts- und Effizienzverbesserungen eingeleitet worden. Der Beitrag von *Schenker-Wicki* und *Hürlimann* geht am Beispiel schweizerischer Universitäten der Frage nach, inwieweit sich diese Erwartungen empirisch stützen lassen. Die Befunde vermitteln in Bezug auf beide Wirkungsdimensionen (Effektivität und Effizienz) ein uneinheitliches Bild. Die Autoren werten dies als Hinweis darauf, dass das neue Steuerungsparadigma kein „Selbstläufer" ist, sondern flankierender inneruniversitärer Veränderungen (Organisation, Universitätskultur) bedarf und dass die Wirksamkeit eines einzigen Anreizsystems in einer Situation multipler Zielsetzungen begrenzt ist.

Die folgenden vier Beiträge widmen sich verschiedenen Aspekten der beruflichen Weiterbildung. Den Auftakt dazu bildet der Beitrag von *Renate Neubäumer.* Vor dem Hintergrund der empirischen Beobachtung, dass nur zwei Fünftel der Betriebe in Deutschland ihre Mitarbeiter weiterqualifizieren und dabei die Weiterbil-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dungsintensität sehr unterschiedliche ausfällt, wird ein auf dem Transaktionskostenansatz basierendes theoretisches Konzept zur Erklärung des betriebsspezifischen Weiterbildungsverhaltens entwickelt. Dieser Ansatz erlaubt eine ganzheitliche, auch das betriebliche Organisations- und Informationssystem sowie die spezifischen Kontextbedingungen umfassende Analyse des Weiterbildungsverhaltens. Das Erklärungspotenzial des theoretischen Konzepts und sein „Mehrwert" gegenüber anderen theoretischen Zugangswegen werden herausgearbeitet und damit zu bearbeitende Forschungsfragen skizziert.

Bei der Suche nach Möglichkeiten eines stärkeren betrieblichen Engagements in der Weiterbildung richtet sich der Blick vor allem auf die kleinen und mittleren Unternehmen (KMU), die durch eine besonders problematische Situation auffallen. In dem Beitrag von *Lutz Bellmann* und *Ute Leber* wird diese Situation einer genaueren Analyse unterzogen. Das Untersuchungsinteresse gilt dabei der Identifikation möglicher Determinanten der Unterschiede im Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben. Rekurrierend auf vorliegende Forschungsbefunde werden dazu Hypothesen entwickelt und anhand von Daten aus dem IAB-Betriebspanel von 1999 überprüft. Besonderes Augenmerk liegt auf der Frage, inwieweit sich die Unterschiede im Weiterbildungsengagement auf unterschiedliche „Ausstattungsmerkmale" der Betriebe zurückführen lassen: Merkmale der Personalstruktur, der technischen Ausstattung und der Arbeitssituation. Die Existenz von Betriebsräten, die Zugehörigkeit zu einem Firmenverbund und die Nutzung von Arbeitszeitkonten werden in der empirischen Analyse als die erklärungsmächtigsten Faktoren ermittelt. Die sich daraus ergebenden bildungspolitischen Implikationen werden abschließend diskutiert.

Die Gültigkeit der Humankapitalthese wird allgemein auch für den Weiterbildungsbereich reklamiert. Deren empirische Überprüfung bildet den Gegenstand des Beitrags von *Hendrik Jürges* und *Kerstin Schneider.* Untersucht wird dazu mit Daten des SOEP die Rendite beruflicher Weiterbildung „on the job" für westdeutsche Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in den Jahren 1984 – 2000. Dem in früheren Studien nur unzureichend berücksichtigten Selektivitätsproblem tragen die Autoren methodisch durch die Schätzung eines Fixed Growth Modells und die Anwendung eines Matching-Ansatzes Rechnung. In beiden Fällen lässt sich kein gesicherter kausaler Lohneffekt von Fortbildungsmaßnahmen nachweisen. Dieses Ergebnis legt eine vorsichtige Interpretation der offensichtlichen Korrelation zwischen Fortbildung und Löhnen nahe.

Unter Anwendung eines „klassischen" investitionstheoretischen Kalküls untersuchen *Günter Fandel, Jörn Bartels* und *Christine von Prümmer* den Karriere- und Einkommenseffekt berufsbegleitender akademischer Weiterbildung am Beispiel des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiums für Ingenieure und Naturwissenschaftler im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der FernUniversität Hagen. Als Ergebnis zeigt sich, dass die Absolventen des Zusatzstudiums ihre berufliche Position erheblich verbessern konnten und die ermittelte Rendite die Weiterbildungsmaßnahme als höchst vorteilhafte Investition ausweist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In Forschungsarbeiten zum Übergang zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem wird der Rolle der Arbeitsverwaltung meist nur wenig Beachtung geschenkt. Dieses Desideratum bildet den Gegenstand des Beitrags von *Jutta Allmendinger, Christian Ebner* und *Martin Schludi.* Jüngste Entwicklungen in Umfang und Struktur der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen der Bundesagentur für Arbeit deuten an, dass mit der neu geschaffenen Finanzarchitektur im Bereich der aktiven Arbeitsmarktpolitik – das Nebeneinander von zwei unterschiedlichen Rechnungs- und Regelkreisen zur Finanzierung der Arbeitsförderung – ein Spannungsfeld entstanden ist, das eine wirkungsvolle Wahrnehmung des sozialpolitischen Auftrags der Bundesagentur konterkariert. Als Beleg für das der neuen Finanzstruktur inhärente Fehlsteuerungspotenzial verweisen die Autoren insbesondere auf die kontraproduktive Wirkung des „Aussteuerungsbetrags". Das Bestreben der Bundesagentur, diese Kosten zu vermeiden, führe zu einer stärkeren Konzentration von Fördermaßnahmen auf Personen mit längerer Anspruchsdauer beim Arbeitslosengeld I und verstärke den Trend, langfristige Qualifizierungsmaßnahmen zu Gunsten weniger effektiver Kurzfristmaßnahmen zurückzufahren.

Frankfurt am Main, im April 2006 *Manfred Weiß*

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Inhaltsverzeichnis

Chancengleichheit im Schulsystem: Internationale deskriptive Evidenz und mögliche Bestimmungsfaktoren

Von *Gabriela Schütz* und *Ludger Wößmann,* München ..... 11

Secondary School Track Selection of Single-Parent Children – Evidence from the German Socio-Economic Panel

By *Philippe Mahler* and *Rainer Winkelmann,* Zurich ..... 39

Gibt es einen Privatschuleffekt? Ergebnisse eines Schulleistungsvergleichs auf der Basis von Daten aus PISA-E

Von *Manfred Weiß,* Frankfurt und *Corinna Preuschoff,* Boston ..... 55

Wirkungssteuerung von Universitäten – Erfolg oder Misserfolg? Eine ex post Analyse

Von *Andrea Schenker-Wicki* und *Mark Hürlimann,* Zürich ..... 73

Warum bilden Betriebe ihre Mitarbeiter weiter – oder auch nicht? – Ein theoretischer Ansatz zur Erklärung unterschiedlicher Weiterbildungsaktivitäten von Betrieben

Von *Renate Neubäumer,* Landau ..... 93

Weiterbildung in KMU

Von *Lutz Bellmann* und *Ute Leber,* Nürnberg ..... 115

Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung. Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP

Von *Hendrik Jürges,* Mannheim und *Kerstin Schneider,* Wuppertal ..... 131

Karriere- und Einkommenseffekte der akademischen Weiterbildung – dargestellt für Absolventen des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengangs für Ingenieure und Naturwissenschaftler am Fachbereich Wirtschaftswissenschaft der FernUniversität in Hagen

Von *Günter Fandel, Jörn Bartels* (†) und *Christine von Prümmer,* Hagen ..... 151

Die bildungspolitische Funktion der Arbeitsverwaltung im Spannungsfeld von betriebswirtschaftlicher Logik und gesamtgesellschaftlicher Verantwortung

Von *Jutta Allmendinger, Christian Ebner* und *Martin Schludi,* Nürnberg ..... 173

Verzeichnis der Autoren ..... 193

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Chancengleichheit im Schulsystem: Internationale deskriptive Evidenz und mögliche Bestimmungsfaktoren*

Von *Gabriela Schütz* und *Ludger Wößmann,* München

## I. Einleitung

Während sich die empirische bildungsökonomische Forschung auf dem Gebiet der Bildungsproduktion bisher weitgehend auf Effizienzfragen konzentriert hat, stehen in der politischen Diskussion regelmäßig auch Distributionsfragen im Mittelpunkt. Internationale Vergleichsanalysen legen darüber hinaus nahe, dass es gerade Unterschiede in der Streuung der Bildungsleistungen sind, die – weit mehr als etwa Mindestlöhne oder gewerkschaftlicher Organisationsgrad – geeignet sind, die existierenden Unterschiede in der Einkommensungleichheit zwischen Ländern zu erklären (siehe *Nickell* 2004).

Der vorliegende Beitrag nutzt deshalb zunächst die Mikrodaten der TIMSS- und der TIMSS-Repeat-Studien, um multivariat zu schätzen, wie stark in den 54 teilnehmenden Ländern die Bildungsleistungen mit dem familiären Hintergrund variieren (Abschnitt II). Die Stärke des familiären Einflusses dient zugleich als ein international vergleichbarer Proxy für die Chancengleichheit in der Bildung. Dabei ergibt sich – ähnlich wie auch aus der Diskussion der PISA-Ergebnisse bekannt –, dass Länder wie Großbritannien und Deutschland eine relativ geringe Chancengleichheit für Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft aufweisen, während Länder wie Frankreich und Kanada deutlich ausgeglichenere Leistungen erzielen.

Darauf aufbauend wird möglichen bildungspolitischen Ursachen dieser internationalen Unterschiede in der Chancengleichheit nachgegangen. Eine erste Identifikationsstrategie interagiert in dem internationalen Mikrodatensatz Merkmale der nationalen Bildungspolitik mit dem familiären Hintergrund auf Schülerebene (Abschnitt III.1). Die Ergebnisse zeigen, dass sowohl eine späte Mehrgliedrigkeit als auch ein umfassendes System der frühkindlichen Bildung mit ausgeglicheneren Bildungschancen für Kinder unterschiedlicher familiärer Herkunft einhergehen.

* Wir möchten uns bei den Teilnehmern der Jahrestagung des Bildungsökonomischen Ausschusses des Vereins für Socialpolitik 2005 in Nürnberg und bei zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare herzlich bedanken.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Demgegenüber scheinen das Ausgabenniveau, das durchschnittliche Leistungsniveau, die Länge des Schultages und das wirtschaftliche Entwicklungsniveau in keinem signifikanten systematischen Zusammenhang zur Chancengleichheit zu stehen.

Eine zweite Identifikationsstrategie befasst sich gezielt mit möglichen Effekten der frühen Mehrgliedrigkeit (Abschnitt III.2). Um Verzerrungen durch unbeobachtete Heterogenität zwischen den Ländern auszuschließen, verwendet diese Strategie einen Differenzen-in-Differenzen-Schätzer, der die Differenz in der Ungleichheit zwischen dem Grund- und dem Sekundarschulbereich zwischen Ländern mit und ohne frühe Mehrgliedrigkeit vergleicht. Die Ergebnisse aus acht Paaren verschiedener internationaler Schülerleistungstests deuten darauf hin, dass eine frühe Mehrgliedrigkeit in der Tat die Streuung der Bildungsleistungen signifikant erhöht. Obwohl weniger eindeutig, scheint eine frühe Mehrgliedrigkeit zudem das durchschnittliche Leistungsniveau eher zu senken als zu erhöhen, was einen Zielkonflikt zwischen Gleichheit und Effizienz in diesem Bereich ausschließen würde.

## II. Internationaler Vergleich der Chancengleichheit im Schulsystem

Dieser Abschnitt widmet sich dem deskriptiven Ziel aufzuzeigen, inwiefern verschiedene Schulsysteme allen Kindern unabhängig von ihrem sozioökonomischen Hintergrund gleiche Bildungschancen bieten.

### 1. Familiärer Hintergrund und Schülerleistungen in Europa und den USA

Die in einem Schulsystem bestehende Chancenungleichheit zwischen Kindern unterschiedlicher familiärer Herkunft lässt sich mit Hilfe der Daten internationaler Schülerleistungsstudien als die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes auf die Testleistung empirisch schätzen. Damit können die Schulsysteme als ihren Schülern im internationalen Vergleich relativ viel oder relativ wenig Chancengleichheit bietend beschrieben werden.

Wir beginnen mit einer aggregierten Analyse dieser Zusammenhänge für Europa und die USA anhand der Daten der Third International Mathematics and Science Study (TIMSS), die 1995 unter Federführung der International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) durchgeführt wurde. In TIMSS wurden national repräsentative Stichproben der beiden Jahrgangsstufen mit dem größten Anteil 13jähriger Schüler (zumeist die 7. und 8. Klasse) in Mathematik und Naturwissenschaften getestet. Im Rahmen von TIMSS wurden nicht nur die individuellen Leistungen getestet, sondern über einen getrennten Schülerfragebogen außerdem Informationen zum familiären Hintergrund der Schüler erfasst.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Diese Kombination aus Leistungstest und Hintergrundinformation auf Schülerebene erlaubt es, eine Bildungsproduktionsfunktion der folgenden Form zu schätzen:

$$T_{isc} = \alpha + F_{isc}\beta_1 + (F_{isc}E_c)\beta_2 + C_c\delta + \varepsilon_{isc} \ , \tag{1}$$

wobei $T_{isc}$ die Testpunktzahl des Schülers $i$ in Schule $s$ in Land $c$ und $F_{isc}$ einen Vektor von Variablen des familiären Hintergrundes bezeichnet. Die Regression enthält eine Konstante $\alpha$ und einen Dummy für europäische Länder $E_c$. Damit gibt in dieser Schätzgleichung der Kleinst-Quadrate-Schätzer von $\beta_1$ die Effekte des Familienhintergrundes in den USA wieder, und der Schätzer von $\beta_2$ den Unterschied dieser Effekte zwischen den USA und den europäischen Ländern. Zusätzlich kontrolliert die Schätzgleichung für Niveauheterogenität zwischen den betrachteten Ländern, indem sie für einen Satz von Länderdummies $C_c$ kontrolliert.[1]

Bei der Schätzung des Fehlerterms $\varepsilon_{isc}$ muss die zweistufige Stichprobenerhebung des Tests berücksichtigt werden (vgl. *Moulton* 1986 für dieses Problem der hierarchischen Datenstruktur). In TIMSS wurden innerhalb eines jeden Landes zuerst Schulen zufällig ausgewählt, und in einem zweiten Schritt Klassen innerhalb dieser Schulen (vgl. *Martin* und *Kelly* 1996). Die primäre Erhebungseinheit in TIMSS ist also die Schule. Daher schätzen wir die Gleichungen im gesamten Beitrag mit der Methode der linearen Regression mit cluster-robusten Standardfehlern, die dieses Stichprobendesign berücksichtigt, indem sie in der Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehlerterme Interdependenzen innerhalb einer primären Erhebungseinheit zulässt und nur annimmt, dass die Beobachtungen zwischen den primären Erhebungseinheiten unabhängig sind (vgl. *White* 1984; *Deaton* 1997). Die Regressionsgleichung berücksichtigt zudem im Rahmen einer gewichteten Kleinst-Quadrate-Schätzung (WLS) die unterschiedlichen Erhebungswahrscheinlichkeiten verschiedener Schüler, so dass jede Teilpopulation mit einem zu ihrem Anteil an der Gesamtpopulation proportionalen Beitrag in die Schätzung eingeht (vgl. *DuMouchel* und *Ducan* 1983; *Wooldridge* 2001).[2]

Tabelle 1 berichtet die Ergebnisse einer Regression von Gleichung (1) für die 17 in TIMSS teilnehmenden westeuropäischen Schulsysteme[3] und die USA. Dabei beinhaltet die erste Spalte die für die USA geltenden Koeffizienten $\beta_1$, während die zweite Spalte die Effekte $\beta_2$ der Interaktion zwischen den einzelnen Kontrollvariablen und einem Europadummy und damit den Unterschied der Effekte zwischen den USA und den europäischen Ländern wiedergibt.

---

1 Zusätzlich kontrolliert die Schätzgleichung für Imputationsdummies und deren Interaktionen mit den Originalvariablen, da der in diesem Unterabschnitt benutzte Datensatz imputierte Werte für fehlende Antworten enthält (vgl. *Wößmann* 2004 für Details).

2 Für weitere Details zu den verwendeten Methoden und Daten siehe *Wößmann* (2004).

3 Im Folgenden benutzen wir die Begriffe System und Land synonym, wobei zu berücksichtigen ist, dass England und Schottland sowie das flämische und französische Schulsystem in Belgien jeweils separat teilnehmen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 1*

**Familiäre Effekte in Europa und den USA**

| | USA[a)] | Interaktion mit Europadummy |
|---|---|---|
| Bildung der Eltern | | |
| Etwas Sekundarbildung | 16,56** | –12,26* |
| | *(7,22)* | *(7,34)* |
| Sekundarabschluss | 17,27** | –4,39 |
| | *(7,33)* | *(7,41)* |
| Etwas über Sekundarbildung | 30,83*** | –8,73 |
| | *(7,01)* | *(7,17)* |
| Universitätsabschluss | 52,01*** | –20,08** |
| | *(8,02)* | *(8,15)* |
| Zu Hause verfügbare Bücher | | |
| Ein Regalbrett (11 – 25) | 9,25** | 7,60* |
| | *(3,70)* | *(3,94)* |
| Ein Regal (26 – 100) | 34,82*** | 2,97 |
| | *(3,58)* | *(3,84)* |
| Zwei Regale (101 – 200) | 53,42*** | –0,39 |
| | *(4,20)* | (4,46) |
| Mehr als zwei Regale (> 200) | 62,41*** | –0,87 |
| | *(4,67)* | *(4,90)* |
| Mit beiden Eltern lebend | 15,40*** | –9,69*** |
| | *(2,82)* | *(2,96)* |
| Im Land geboren | 2,12 | 12,63*** |
| | *(4,69)* | *(4,92)* |
| Weiblich | –8,92*** | 0,00 |
| | *(2,32)* | *(2,48)* |
| Alter | –22,21*** | 3,47 |
| | *(2,64)* | *(2,73)* |
| Obere Klassenstufe | 46,15*** | 4,96 |
| | *(4,42)* | *(4,56)* |
| Oberhalb der oberen Klassenstufe | 111,60*** | – |
| | *(3,29)* | |
| Lage der Schule | | |
| Geographisch isoliert | –28,59*** | 25,77*** |
| | *(7,68)* | *(8,56)* |
| Nah am Stadtzentrum | –6,65 | 9,43 |
| | *(6,30)* | *(6,50)* |
| Beobachtungen (Schüler) | 115.406 | |
| Primäre Erhebungseinheiten (Schulen) | 2.932 | |
| $R^2$ | 0,262 | |

Kleinst-Quadrate-Schätzung (gewichtet mit Erhebungswahrscheinlichkeiten der Schüler), alle europäischen Länder und USA gepoolt. Abhängige Variable: TIMSS-Testpunkte in Mathematik. Schätzung kontrolliert für Länder- und Imputations-Dummies. Cluster-robuste Standardfehler (auf Schulebene) in Klammern. Signifikanzniveaus: *** 1 %. – ** 5 %. – * 10 %. – [a)] Koeffizient an der jeweiligen nicht-interagierten Variablen, der aufgrund des zusätzlichen Interaktionsterms mit einem Europadummy den Effekt für die USA wiedergibt.

*Quelle: Wößmann* (2004).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Ergebnisse der Regression belegen zahlreiche statistisch und quantitativ signifikante familiäre Einflüsse auf die Schülerleistung. Kinder, deren Eltern einen Universitätsabschluss besitzen, erzielen in den USA z. B. im Durchschnitt 52 Testpunkte mehr als Kinder, deren Eltern über keine Sekundarbildung verfügen.[4] Dies ist sogar noch etwas mehr als der Vorsprung von 46 Punkten, den Kinder dadurch erzielen, dass sie zu der höheren der beiden getesteten Klassenstufen gehören. Da die Stichprobe derart standardisiert wurde, dass die mittlere Testpunktzahl 500 und die internationale Standardabweichung 100 beträgt, lassen sich die Koeffizientenschätzer direkt als Prozent einer internationalen Standardabweichung interpretieren.

Der Zusammenhang zwischen Schülerleistungen und den zu Hause verfügbaren Büchern ist sogar noch stärker. Die Anzahl der im Haushalt des Schülers verfügbaren Bücher lässt sich als ein allgemeiner Proxy für den sozioökonomischen Hintergrund der Familie interpretieren. Eine große Anzahl von Büchern kann als ein Indikator für eine familiäre Umgebung gelten, die schulischen Erfolg und Bildung hochschätzt und deshalb auch die akademischen Bemühungen ihrer Kinder fördert. Die Ergebnisse zeigen, dass ein Kind, dessen Familie mehr als 200 Bücher besitzt, im Durchschnitt 62 Punkte mehr erzielt als ein Kind, dessen Familie weniger als 11 Bücher besitzt – sowohl in den USA als auch in Europa.

Als zusätzliche Maße des familiären Hintergrundes werden in der Regression der Familienstatus (d. h., ob der Schüler mit beiden Elternteilen zusammen lebt), der Immigrationsstatus (d. h., ob der Schüler in dem Land geboren wurde), das Geschlecht und das Alter der Schüler sowie die geographische Lage der Schule berücksichtigt. Insgesamt ergeben sich in allen Ländern sehr starke familiäre Einflüsse: Kinder mit „gutem" familiärem Hintergrund erzielen im Durchschnitt weit bessere Leistungen als ihre vergleichbaren Klassenkameraden mit „schlechterem" Hintergrund. Weitere Studien anhand anderer Schülerleistungstests zeigen übrigens, dass dieser Befund unabhängig davon gilt, welche Fähigkeiten getestet werden (z. B. Leseverständnis, Mathematik oder Naturwissenschaften) und welches Maß für den familiären Hintergrund verwendet wird (z. B. Bildung oder Einkommen der Eltern, Anzahl der im Haushalt vorhanden Bücher oder Indices für den sozioökonomischen Status der Familie).[5]

Der Vergleich zwischen erster und zweiter Spalte in Tabelle 1 zeigt außerdem, dass die Größenordnung der familiären Hintergrundeffekte in den USA und Europa erstaunlich ähnlich sind. Dies ist allerdings nicht als Beleg für ein international

---

[4] Bei der Variable „Bildung der Eltern" wurde der jeweils höhere Bildungsstand der beiden Elternteile berücksichtigt.

[5] So finden beispielsweise *Noël* und *de Broucker* (2001) auf der Grundlage der Mikrodaten der International Adult Literacy Survey (IALS) einen starken Einfluss des Bildungsniveaus der Eltern auf die Anzahl der Schuljahre, welche die Teilnehmer absolviert haben, und auf die im Test erreichte Lesekompetenz. Ebenso weisen *Baumert* und *Schümer* (2001) auf der Grundlage der Daten der PISA-2000-Studie einen starken und statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Kompetenzerwerb nach.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

einheitliches Ausmaß von Chancengleichheit in den betreffenden Schulsystemen zu werten. Vielmehr verschleiert die aggregierte Betrachtung die zwischen den europäischen Ländern tatsächlich bestehenden großen Unterschiede (vgl. dazu im Detail *Wößmann* 2004). Im nächsten Abschnitt werden wir uns deshalb auf eine länderspezifische Betrachtungsweise konzentrieren. Um die Betrachtung fokussieren zu können, beschränken wir die Analyse außerdem auf einen einzigen international vergleichbaren Proxy für den sozioökonomischen Hintergrund der Familie.

## 2. Ein Maß der Chancenungleichheit in 54 Ländern

Im Folgenden erweitern wir die zuvor genutzte Stichprobe um zusätzliche Länder, indem wir die Daten der TIMSS-Studie von 1995 mit den Daten der TIMSS-Repeat-Studie zusammenfassen, die 1999 in zum Teil anderen Ländern durchgeführt wurde. Dadurch können wir die Analyse für insgesamt 54 Länder vornehmen (vgl. *Schütz* et al. 2005 für Details zu diesem Datensatz).

Als international vergleichbaren Proxy für den sozioökonomischen Familienhintergrund nutzen wir in der weiteren Analyse die Anzahl der im Haushalt des Schülers verfügbaren Bücher. Die Bücheranzahl ist ein in der soziologischen Literatur vorgeschlagener und vielfach verwendeter Indikator für den familiären Hintergrund. Aus mehreren Gründen halten wir ihn für präferabel im Vergleich zu alternativen Maßen, wie insbesondere dem elterlichen Bildungsstand. Erstens hat sich die Variable Anzahl der Bücher, wie schon in Tabelle 1 belegt, regelmäßig als stärkster einzelner Prädiktor für die Schülerleistung erwiesen. Dieser Befund ergibt sich nicht nur in TIMSS (*Wößmann* 2003; 2004) und TIMSS-Repeat (*Wößmann* 2002), sondern etwa auch in PISA (*Fuchs* und *Wößmann* 2004). Zweitens unterscheiden sich spezifische Bildungsniveaus oft stark zwischen Ländern, auch wenn sie mit Hilfe der International Standard Classification of Education (ISCED) berichtet werden. Daher impliziert dasselbe elterliche Bildungsniveau in verschiedenen Ländern manchmal unterschiedliche Wissensniveaus. Drittens bestehen bei der Variable Bücheranzahl weit geringere Probleme mit fehlenden Antworten in den Fragebögen als bei anderen möglichen Maßen des familiären Hintergrundes. So fehlen in TIMSS z. B. im Durchschnitt der westeuropäischen Länder weniger als 3 Prozent der Beobachtungen für die Variable Anzahl der Bücher, verglichen mit circa einem Drittel der Beobachtungen für die Variable Bildung der Eltern. Viertens besteht in TIMSS noch ein zusätzliches spezifisches Datenproblem, da das Maß der elterlichen Bildung zwischen der 1995er und der 1999er Ausgabe des Tests aufgrund von Anpassungen in der ISCED-Klassifikation leicht differiert, während die Frage zur Bücheranzahl in identischer Weise gestellt wurde. Aus diesen Gründen erscheint es sinnvoll, die Bücher-Variable in der vorliegenden Studie anderen Maßen des familiären Hintergrundes vorzuziehen, wie z. B. der Bildung, dem Berufsstand oder dem Einkommen der Eltern oder auch Indices des sozioökonomischen Status der Familie, die aus den zuvor genannten Informationen gebildet werden.[6]

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Um das Ausmaß der Chancenungleichheit innerhalb der Schulsysteme zu schätzen und international vergleichbar zu machen, regressieren wir für jedes Land $c$ die Testpunktzahl der einzelnen Schüler auf unsere Proxyvariable für den familiären Hintergrund (Bücher im Haushalt $B$), eine Anzahl von Kontrollvariablen $F_2$ und einen Dummy für die jeweilige Studie $S$ (TIMSS vs. TIMSS-Repeat):

$$T_{isc} = \alpha_c + \beta_c B_{isc} + F_{2,isc}\gamma_c + \delta_c S_{isc} + \varepsilon_{isc} \ . \tag{2}$$

Die Reihe der Kontrollvariablen $F_2$ umfasst wiederum das Alter und Geschlecht des Schülers und einen Dummy für den Familienstatus. In Bezug auf den Immigrationsstatus geht sie sogar über Gleichung (1) hinaus, indem sie nicht nur einen Dummy für den Immigrationsstatus des Schülers beinhaltet, sondern auch noch jeweils einen für den Immigrationsstatus der Mutter und des Vaters. Schließlich umfasst $F_2$ auch noch Interaktionsterme zwischen diesen drei Immigrationsdummies und der Bücher-Variablen.

Der Koeffizient $\beta_c$ an der Variable $B_{ics}$ ist das von uns gesuchte Maß für die Chancenungleichheit in dem betreffenden Land $c$, weil er die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes (EFH) auf die Schülerleistung schätzt. Die Anzahl der im Haushalt des Schülers verfügbaren Bücher $B_{ics}$ ist dabei eine kategoriale Variable, welche Werte zwischen 1 und 5 annimmt in Übereinstimmung mit den fünf Antwortkategorien auf die Frage „Wie viele Bücher gibt es bei Dir zu Hause (ausgenommen Zeitschriften, Zeitungen und Schulbücher)?“: „keine oder sehr wenige (0 – 10 Bücher)“; „genug um ein Regalbrett zu füllen (11 – 25 Bücher)“; „genug um ein Bücherregal zu füllen (26 – 100 Bücher)“; „genug um zwei Bücherregale zu füllen (101 – 200 Bücher)“; „genug um drei oder mehr Bücherregale zu füllen (mehr als 200 Bücher)“. Diese funktionale Form, die annimmt, dass die Leistungsunterschiede von Schülern zwischen je zwei aufeinander folgenden Kategorien gleich ist, hat sich in Spezifikationstests als den Daten entsprechend erwiesen (vgl. *Schütz* et al. 2005).

Im Gegensatz zu den offiziellen Veröffentlichungen im Zusammenhang mit TIMSS (vgl. *Beaton* et al. 1996; *Mullis* et al. 2000) bestehen unsere Analysen nicht in einfachen bivariaten Vergleichen der durchschnittlichen Leistung von Schülern innerhalb verschiedener Kategorien einer familiären Hintergrundvariablen. Stattdessen kontrolliert unsere Regressionsgleichung für die Effekte weiterer potentiell wichtiger Einflussvariablen (wie Alter, Geschlecht, Familienzusammensetzung und Immigrationshintergrund) und hält dadurch diese Faktoren bei der Analyse des Einflusses der Büchervariable konstant.

---

6 Informationen über den Berufsstand oder das Einkommen der Eltern liegen in den TIMSS-Tests nicht vor. Als Beispiel für einen Index basiert der vielfach betrachtete International Socio-Economic Index (ISEI) auf einer Klassifikation des Berufsstatus, der auf einer älteren Studie von 16 Ländern beruht und dessen zugrunde liegende Annahmen daher fragwürdig und vielfach auch unklar erscheinen.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Besonders die Tatsache, dass die betrachteten Länder unterschiedliche Immigrationspopulationen aufweisen, könnte die Ergebnisse bivariater Schätzungen des Einflusses des Familienhintergrundes verzerren. Gegeben, dass Immigrationsstatus und familiärer Hintergrund in vielen Ländern stark korreliert sind, sind die internationalen Unterschiede in den Regressionsergebnissen für den Einfluss des familiären Hintergrundes verzerrt, sofern der Immigrationsstatus bei der Schätzung nicht berücksichtigt wird. Die drei Dummies für den Immigrationsstatus des Schülers, seiner Mutter und seines Vaters dienen der Verhinderung einer solchen Verzerrung. Darüber hinaus könnte der Einfluss des familiären Hintergrundes heterogen sein zwischen im Land geborenen und eingewanderten Familien, was ebenfalls zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse führen würde. Um eine solche Verzerrung zu vermeiden, beinhaltet unsere Regressionsgleichung Interaktionsterme zwischen den drei Immigrationsdummies und unserem Proxy für den familiären Hintergrund. Unsere geschätzten EFH repräsentieren daher nur den Einfluss des familiären Hintergrundes für diejenigen Schüler, die selbst und deren Eltern ebenfalls in dem betreffenden Land geboren wurden.[7]

Wie im vorherigen Abschnitt bereits erläutert, wird dem besonderen Stichprobendesign auch hier durch gewichtete Kleinst-Quatrate-Schätzungen mit clusterrobusten Standardfehlern Rechnung getragen. Tabelle 2 berichtet die Schätzer $\beta_c$ der Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes (EFH) in den 54 Ländern. Die Ergebnisse belegen wiederum, dass die Schülerleistungen in jedem der betrachteten Länder signifikant mit dem familiären Hintergrund variieren.[8] Der Wert der geschätzten Koeffizienten gibt an, um wie viele Punkte sich die Testergebnisse der Schüler in dem jeweiligen Land zwischen den fünf Kategorien der Bücher-Variablen durchschnittlich unterscheiden. Da die Testpunktzahl der Schüler wiederum so standardisiert wurde, dass die internationale Standardabweichung 100 beträgt, können die Koeffizienten als prozentualer Anteil einer internationalen Standardabweichung interpretiert werden, um den die Testleistung steigt, wenn sich die Anzahl der zu Hause verfügbaren Bücher um eine Kategorie erhöht.[9] Die geschätzte Stärke des EFH für Deutschland von 25,6 ist demnach so zu interpretieren, dass ein Unterschied des familiären Hintergrundes, der zwischen Familien mit einem Regal voll Büchern und zwei Regalen voll Büchern besteht, sich für die betreffenden Kinder in der Testleistung mit einem Unterschied von 25,6 Punkten bemerkbar macht.

---

7 Für eine Analyse der Leistungseffekte von Immigrationspolitik vgl. *Entorf* und *Minoiu* (2005).

8 Die einzige Ausnahme ist Kuwait, dessen Schätzer nur auf dem 14-Prozent-Niveau statistische Signifikanz erreicht. Der Schätzer für Kolumbien ist auf dem 5-Prozent-Niveau statistisch signifikant, während die Schätzer für alle anderen Länder auf dem 1-Prozent-Niveau statistisch signifikant sind.

9 Aufgrund mangelnder Daten kontrollieren die für Frankreich und Japan geschätzten EFH nicht für den Immigrationsstatus der Eltern, und in Frankreich zusätzlich nicht für den Immigrationsstatus der Schüler.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 2*

**Basisdaten und geschätzter Einfluss des familiären Hintergrundes (EFH)**

| | EFH-Schätzung | | | Deskriptive Statistiken | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | EFH | Standard-fehler | EFH Rang | TIMSS Testleis-tung (Durch-schnitt) | TIMSS Standard-ab-weichung | Zu Hause verfügbare Bücher[a)] |
| Australien | 21,45 | *(1,43)* | 19 | 541,4 | 87,1 | 3,9 |
| Belgien (Flämisch) | 10,95 | *(1,11)* | 45 | 558,2 | 73,3 | 3,0 |
| Belgien (Französisch) | 16,77 | *(1,77)* | 31 | 494,9 | 78,7 | 3,7 |
| Bulgarien | 23,32 | *(2,94)* | 9 | 529,2 | 83,1 | 3,6 |
| Chile | 21,95 | *(1,78)* | 18 | 423,4 | 78,2 | 2,6 |
| Dänemark | 15,08 | *(1,62)* | 37 | 486,4 | 78,3 | 3,8 |
| Deutschland | 25,57 | *(1,94)* | 5 | 517,5 | 89,3 | 3,5 |
| England | 28,81 | *(1,70)* | 1 | 530,0 | 87,3 | 3,6 |
| Finnland | 13,98 | *(1,51)* | 39 | 543,5 | 65,4 | 3,4 |
| Frankreich | 8,32 | *(1,44)* | 49 | 514,9 | 67,5 | 3,3 |
| Griechenland | 19,22 | *(1,63)* | 25 | 486,8 | 80,0 | 3,1 |
| Hongkong | 10,82 | *(1,28)* | 46 | 562,1 | 77,7 | 2,5 |
| Indonesien | 4,83 | *(1,81)* | 53 | 433,2 | 86,5 | 2,2 |
| Iran | 11,25 | *(0,93)* | 44 | 447,6 | 68,0 | 2,2 |
| Irland | 23,04 | *(1,98)* | 12 | 530,4 | 87,2 | 3,3 |
| Island | 11,42 | *(2,55)* | 43 | 486,3 | 70,5 | 4,0 |
| Israel | 18,84 | *(2,17)* | 26 | 501,9 | 94,1 | 3,4 |
| Italien | 17,51 | *(1,42)* | 29 | 502,0 | 80,8 | 3,1 |
| Japan | 13,50 | *(1,13)* | 40 | 583,5 | 80,4 | 3,1 |
| Jordanien | 17,92 | *(2,40)* | 28 | 455,1 | 94,8 | 2,6 |
| Kanada | 9,76 | *(0,95)* | 48 | 537,0 | 75,6 | 3,7 |
| Kolumbien | 7,55 | *(3,84)* | 50 | 390,5 | 62,4 | 2,4 |
| Korea | 24,75 | *(0,81)* | 6 | 584,7 | 85,5 | 3,3 |
| Kuwait | 2,49 | *(1,59)* | 54 | 403,9 | 57,0 | 2,6 |
| Lettland | 16,65 | *(1,26)* | 33 | 501,6 | 74,0 | 4,2 |
| Litauen | 23,09 | *(1,32)* | 11 | 485,4 | 75,2 | 3,3 |
| Malaysia | 22,18 | *(2,06)* | 16 | 520,4 | 74,0 | 2,7 |
| Marokko | 6,84 | *(2,02)* | 51 | 344,1 | 81,2 | 2,0 |
| Mazedonien | 24,05 | *(2,35)* | 7 | 467,9 | 87,1 | 2,5 |
| Moldawien | 15,80 | *(2,01)* | 35 | 478,5 | 82,4 | 2,5 |
| Neuseeland | 22,80 | *(1,40)* | 13 | 514,9 | 85,4 | 3,8 |
| Niederlande | 17,03 | *(2,08)* | 30 | 552,2 | 73,8 | 3,4 |
| Norwegen | 20,00 | *(1,68)* | 23 | 512,3 | 78,3 | 4,0 |
| Österreich | 20,80 | *(1,68)* | 21 | 546,9 | 88,7 | 3,3 |
| Philippinen | 16,53 | *(2,09)* | 34 | 376,4 | 93,7 | 2,1 |
| Portugal | 10,40 | *(1,05)* | 47 | 462,3 | 61,3 | 3,0 |
| Rumänien | 19,68 | *(2,09)* | 24 | 483,4 | 88,8 | 2,9 |



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Fortsetzung Tabelle 2*

| | EFH-Schätzung | | | Deskriptive Statistiken | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | EFH | Standard-fehler | EFH Rang | TIMSS Testleistung (Durchschnitt) | TIMSS Standard-abweichung | Zu Hause verfügbare Bücher[a)] |
| Russische Föderation | 20,27 | *(1,78)* | 22 | 539,0 | 84,7 | 3,6 |
| Schottland | 26,95 | *(1,70)* | 3 | 504,7 | 86,5 | 3,3 |
| Schweden | 21,24 | *(1,59)* | 20 | 524,5 | 80,5 | 3,9 |
| Schweiz | 16,77 | *(1,62)* | 32 | 531,4 | 81,9 | 3,4 |
| Singapur | 18,54 | *(1,82)* | 27 | 613,4 | 83,0 | 2,9 |
| Slowakische Republik | 24,01 | *(1,26)* | 8 | 546,6 | 77,9 | 3,4 |
| Slowenien | 22,25 | *(1,51)* | 15 | 547,8 | 78,5 | 3,3 |
| Spanien | 15,26 | *(1,06)* | 36 | 498,8 | 68,1 | 3,5 |
| Südafrika | 22,05 | *(2,67)* | 17 | 480,6 | 97,3 | 2,2 |
| Taiwan | 27,91 | *(1,31)* | 2 | 592,8 | 90,2 | 2,9 |
| Thailand | 12,37 | *(1,60)* | 41 | 505,9 | 74,2 | 2,5 |
| Tschechische Republik | 22,45 | *(1,67)* | 14 | 555,7 | 79,5 | 3,9 |
| Tunesien | 6,32 | *(0,72)* | 52 | 452,5 | 56,9 | 2,5 |
| Türkei | 11,77 | *(1,35)* | 42 | 446,8 | 73,3 | 2,4 |
| Ungarn | 25,84 | *(1,29)* | 4 | 550,6 | 82,0 | 3,8 |
| USA | 23,13 | *(0,81)* | 10 | 518,9 | 89,2 | 3,5 |
| Zypern | 14,21 | *(0,89)* | 38 | 474,3 | 79,3 | 3,3 |

EFH: Geschätzter Koeffizient der Variable „zu Hause verfügbare Bücher" (siehe Text für Modellspezifikation). Abhängige Variable: internationale Testpunktzahl in TIMSS / TIMSS-Repeat (Mittelwert von Mathematik und Naturwissenschaften). Regressionen gewichtet mit der Erhebungswahrscheinlichkeiten der Schüler. [a)] Mittelwert der fünf Kategorien: 1 (0 – 10 Bücher), 2 (11 – 25), 3 (26 – 100), 4 (101 – 200), 5 (mehr als 200 Bücher).

*Quelle: Schütz* et al. (2005).

Wie aus Abbildung 1 hervorgeht, die die geschätzten EFH der OECD-Länder nach absteigender Größe anordnet, liegt Deutschland damit an vierter Stelle der ungleichsten OECD-Länder. Eine noch stärkere Chancenungleichheit weisen nur England (28,8), Schottland (27,0) und Ungarn (25,8) auf. Am unteren Ende der Skala befinden sich als Länder mit den geringsten geschätzten Leistungsunterschieden zwischen Schülern mit unterschiedlichem Familienhintergrund Frankreich (8,3), Kanada (9,8), Portugal (10,4) und das flämische Schulsystem in Belgien (11,0). Bei der Rangreihung der Länder ist natürlich zu berücksichtigen, dass die EFH-Punktschätzer in jedem Land mit einem Standardfehler geschätzt werden, der eine statistisch signifikante Unterscheidung der Schätzer nicht zwischen in der Rangreihung benachbarten Ländern, sondern nur zwischen größeren Gruppen von Ländern zulässt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

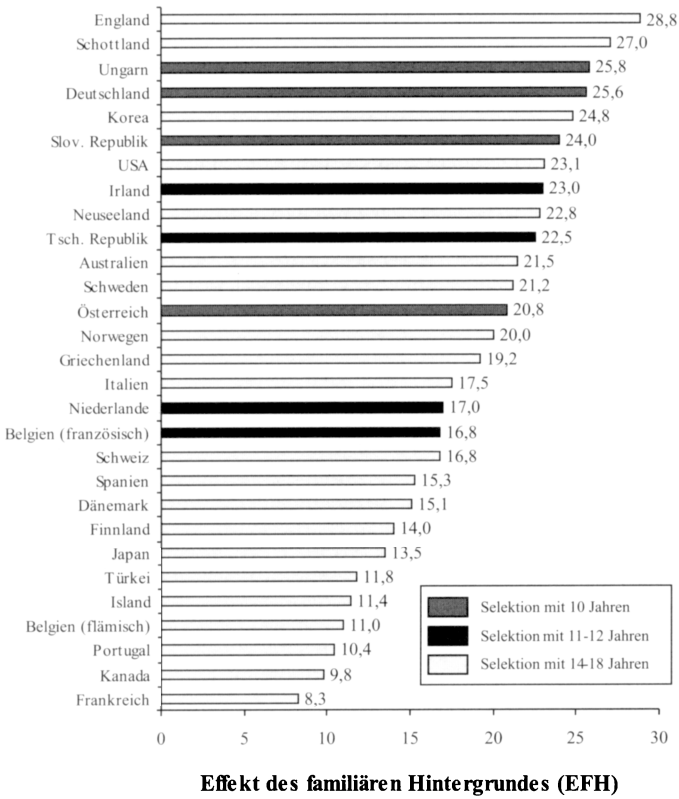


Abbildung 1: Maß der Chancengleichheit im Schulsystem (EFH) in OECD-Ländern

## III. Bestimmungsgründe der Chancengleichheit im Schulsystem

Die Ergebnisse des vorigen Abschnitts belegen eine ausgeprägte Variation in dem innerhalb der einzelnen Schulsysteme erreichten Ausmaß an Chancengleichheit. Im Folgenden untersuchen wir, ob und wie diese Variation durch unterschiedliche Merkmale der Schulsysteme zu erklären ist. Die Ergebnisse tragen zur Beantwortung der Frage bei, warum die Schulsysteme mancher Länder eine höhere Chancengleichheit erzielen als andere.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 1. Identifikation durch Interaktionseffekte auf Schülerebene

### *a) Merkmale von Schulsystemen auf Länderebene*

Es ist zu erwarten, dass verschiedene Merkmale der Schulsysteme mit den geschätzten EFH in Zusammenhang stehen. Ein Systemmerkmal, das zwischen den teilnehmenden Ländern erheblich variiert, ist das Alter der Schüler zum Zeitpunkt der ersten schulischen Selektion, bei der Schüler nach ihrer individuellen Leistungsfähigkeit in unterschiedliche Schulformen oder Laufbahnen aufgeteilt werden. In der Mehrheit der Länder findet eine Selektion erst mit 14 Jahren oder später statt, so dass viele Schüler zum Zeitpunkt des Tests (bei dem die meisten Schüler 13 – 14 Jahre alt sind) noch keine Selektionsstufe durchlaufen haben. Im Gegensatz dazu findet in manchen Ländern, wie auch in den meisten deutschen Bundesländern, bereits mit 10 Jahren die erste schulische Selektion statt. Je jünger die Schüler bei der Selektion sind, desto weniger Zeit hatte das Schulsystem bis dahin, ausgleichend auf die Leistungen von Kindern aus unterschiedlichen familiären Umfeldern zu wirken. Deshalb ist anzunehmen, dass eine frühe Selektion vor allem Schülern aus sozioökonomisch schwachen Familien schadet und dadurch die Gleichheit der Bildungschancen reduziert.[10]

Eine graphische Gegenüberstellung der EFH-Schätzer mit dem Alter der Schüler bei der ersten schulischen Selektion für die OECD-Länder zeigt, dass diese Einschätzung eine gewisse Berechtigung hat (Abbildung 1). Zwar ist die Aussagekraft dieser zweidimensionalen Abbildung beschränkt (die Ergebnisse einer multivariaten Analyse werden weiter unten berichtet). Doch die EFH-Schätzer derjenigen Länder, die ihre Schüler bereits mit 10 Jahren unterschiedlichen Schulformen zuweisen, liegen ausschließlich in der oberen Hälfte der Verteilung, während sich im unteren Drittel der Verteilung ausschließlich solche Schulsysteme finden, die ihre Schüler erst mit 14 Jahren oder später selektieren.

Weiterhin ist zu vermuten, dass die Gleichheit der Bildungschancen umso größer ist, je früher Kinder – speziell aus Familien mit niedrigem sozioökonomischen Status – mit formaler Bildung in Kontakt kommen. Bevor Kinder zum ersten Mal Bildungsinstitutionen besuchen, ist ihr „Bildungsniveau" vor allem von ihren Familien bestimmt. Sobald sie jedoch formale Bildungseinrichtungen besuchen, können diese einen zusätzlichen und ausgleichenden Effekt auf die Lernfortschritte von Kindern ausüben. Deshalb ist zu erwarten, dass die Chancengleichheit für Kinder mit unterschiedlichem Familienhintergrund umso höher ist, je früher dieser ausgleichende Effekt einsetzt. Diese Hypothese lässt sich anhand von Informationen über die Besuchsquote im Vorschulbereich (Kindergarten), die Dauer der vorschulischen Erziehung und das Alter, an dem die Schulpflicht einsetzt, überprüfen. Es ist jedoch zu vermuten, dass der Zusammenhang zwischen EFH und der Be-

[10] Für eine modelltheoretische Begründung der hier angestellten Hypothesen vgl. *Schütz* et al. (2005).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

suchsquote im Vorschulbereich eine nicht-lineare Form besitzt, weil es anfänglich vor allem die Kinder aus wohlhabenden Familien sind, die den Kindergarten und andere vorschulische Einrichtungen besuchen. Erst wenn ein substantieller Anteil der Kinder in der entsprechenden Altersstufe, und damit auch Kinder von weniger begünstigten Familien, vorschulische Bildungseinrichtungen besucht, kann die vorschulische Erziehung einen ausgleichenden Effekt erzielen.

Ebenso wie die in formalen Bildungsinstitutionen verbrachten Jahre könnte auch die Länge des Schultages die Gleichheit der Bildungschancen beeinflussen. Es ließe sich vermuten, dass die Stärke des Familieneinflusses umso geringer ist, je mehr Zeit die Kinder in der Schule verbringen. Unter der Annahme, dass in Schulsystemen mit Ganztagsunterricht die Betreuung intensiver ausfällt und sich beispielsweise auch auf die Hausaufgabenbetreuung erstreckt, könnten sie die Benachteiligung von Kindern aus sozioökonomisch schwachen Familien verringern.

Weitere berücksichtigte mögliche Einflussfaktoren sind das Niveau der staatlichen Bildungsausgaben pro Schüler, die durchschnittliche Testleistung in dem jeweiligen Land, das Niveau der wirtschaftlichen Entwicklung sowie der Anteil des privaten Sektors an den Bildungsausgaben und den Einschulungsquoten. Daten zu allen diesen Merkmalen stammen überwiegend aus statistischen Jahrbüchern und Datensammlungen von internationalen Organisationen wie der UNESCO und der OECD sowie aus gezielten länderspezifischen Anfragen. Besondere Aufmerksamkeit wurde darauf gerichtet, die jeweilige Information in dem für die getesteten Schülerpopulationen relevanten Zeitrahmen zu erfassen.[11]

### *b) Empirische Spezifikationen*

Um die Zusammenhänge zwischen Chancenungleichheit und den Schulsystemmerkmalen empirisch zu analysieren, sind zwei Vorgehensweisen denkbar. Einerseits kann man die geschätzten EFH direkt als zu erklärende Variable auf die Merkmale der Schulsysteme auf Länderebene regressieren. Andererseits kann der Zusammenhang zwischen Chancengleichheit und Schulsystem auch über Interaktionseffekte auf Schülerebene identifiziert werden.

In der Spezifikation auf Länderebene werden die geschätzten EFH ($\beta_c$ aus Gleichung (2)) als abhängige Variable auf die potentiellen erklärenden Variablen $Z_c$ der Schulsysteme regressiert:

$$\beta_c = \alpha + \theta Z_c + \mu_c \ . \tag{3}$$

Bei dieser Schätzgleichung ist die abhängige Variable selbst das Ergebnis einer Regressionsschätzung und keine präzise Beobachtung. In der Schätzung müssen

[11] Definitionen, Quellenangaben und deskriptive Statistiken für die in den Schätzgleichungen verwendeten Variablen finden sich in *Schütz* et al. (2005).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

daher die unterschiedlichen Standardfehler, mit denen die EFH geschätzt wurden, berücksichtigt werden. Dazu nutzen wir das von *Anderson* (1993) vorgeschlagene Verfahren, das jene Beobachtungen weniger stark gewichtet, welche relativ ungenau geschätzt wurden. Dabei werden zunächst die quadrierten Residuen einer Kleinst-Quadrate-Schätzung der Gleichung (3) berechnet und in einer zweiten Regression auf die geschätzten Varianzen der EFH, die quadrierten Varianzen und die Varianzen hoch drei regressiert. Diese Regression gibt an, in welchem Ausmaß die quadrierten Residuen der ersten Regression durch die Varianzen der EFH-Schätzer erklärt werden können. Im letzten Schritt werden die invertierten vorhergesagten Werte dieser Regression als Gewichtungsfaktoren in einer gewichteten Kleinst-Quadrate-Schätzung der Gleichung (3) verwendet. Dadurch werden solche Beobachtungen weniger stark gewichtet, die relativ unpräzise geschätzt wurden.

Die zweite, alternative Spezifikation identifiziert auf Schülerebene die Zusammenhänge zwischen Chancenungleichheit und Merkmalen des Schulsystems über Interaktionseffekte zwischen dem familiären Hintergrund und den Schulsystemvariablen. Die abhängige Variable ist nun wie in Gleichung (2) die Testpunktzahl des jeweiligen Schülers, nur dass die Schätzung nun die Observationen aller Teilnehmerländer gemeinsam berücksichtigt:

$$T_{isc} = \alpha + \beta B_{isc} + (B_{isc} Z_c)\eta + F_{2,isc}\gamma + C_c\delta_1 + \left(C_c F_{2,isc}\right)\delta_2 + \varepsilon_{isc} \ , \tag{4}$$

wobei $B_{isc}$ unsere Proxyvariable für den familiären Hintergrund und $Z_c$ der Vektor der auf Länderebene gemessenen systemischen Variablen ist. Der Vektor $F_{2,isc}$ enthält dieselben Kontrollvariablen auf Schülerebene wie Gleichung (2). Der Vektor $C_c$ enthält ein komplettes Set von Länderdummies und kontrolliert damit für fixe Effekte auf Länderebene. Dadurch berücksichtigt die Gleichung mögliche Niveauheterogenität zwischen den Ländern, und über die Interaktionsterme $C_c F_{2,isc}$ mögliche Heterogenität in den Effekten der individuellen Kontrollvariablen. Der zu schätzende Parametervektor $\eta$ beschreibt den gesuchten Zusammenhang zwischen den Merkmalen des Schulsystems und der innerhalb des jeweiligen Schulsystems vorgefundenen Chancenungleichheit.

Bei der Schätzung des Fehlerterms muss diesmal berücksichtigt werden, dass die Schulsystemmerkmale, die zusammen mit der Variable für den familiären Hintergrund den für uns interessanten Effekt identifizieren, auf der Ebene der Länder gemessen werden und auch nur zwischen den Ländern variieren. Die primäre Erhebungseinheit in Gleichung (4) ist deshalb das Land. Unsere Regressionen lassen daher Interdependenzen in der Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehlerterme innerhalb eines Landes zu und erfordern lediglich die Unabhängigkeit von Beobachtungen zwischen den Ländern. Die Standardfehler werden dadurch so berechnet, als gäbe es nur so viele Beobachtungen, wie es Länder gibt. Zusätzlich zu der Gewichtung der Schüler innerhalb eines Landes nach ihrer Erhebungswahrscheinlichkeit werden die Beobachtungen nun auch so gewichtet, dass jedes Land innerhalb der Regression das gleiche Gewicht erhält.[12]

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

### *c) Ergebnisse*

Tabelle 3 berichtet in den Spalten (1) und (2) die Ergebnisse der Spezifikation auf Länderebene und in den Spalten (3) bis (5) die Ergebnisse der Interaktionsspezifikation auf Schülerebene. Die grundlegenden Ergebnisse beider Spezifikationen sind identisch. Da jedoch der Spezifikation auf Schülerebene weniger restriktive Annahme zugrunde liegen, werden wir uns im Folgenden auf die Diskussion der Spalten (3) bis (5) konzentrieren.[13]

Das Basismodell in Spalte (3) beinhaltet als erklärende Variablen Interaktionsterme zwischen der Variable für den familiären Hintergrund und folgenden Schulsystemmerkmalen: Alter der Schüler bei der ersten schulischen Selektion, Besuchsquote im Vorschulbereich und deren Quadrat sowie Dauer der Vorschulprogramme. In Übereinstimmung mit dem erwarteten Effekt sinkt die Chancenungleichheit (der EFH) mit zunehmendem Alter der Schüler bei der ersten schulischen Selektion. Je früher Schüler also in unterschiedliche Schulformen selektiert werden, umso höher ist die Chancenungleichheit. Dieser Zusammenhang ist statistisch hoch signifikant.

Der Zusammenhang zwischen EFH und den Besuchsquoten im Vorschulbereich folgt einem umgekehrt U-förmigen Verlauf und ist ebenfalls statistisch hoch signifikant. Solange nur ein geringer Anteil der entsprechenden Schülerpopulation vorschulische Einrichtungen besucht, hängen die Besuchsquoten im Vorschulbereich positiv mit dem EFH-Schätzer zusammen. Ein solcher Zusammenhang ist als Folge einer nicht zufälligen Selektion von Schülern mit „gutem" familiären Hintergrund in Vorschulprogramme durchaus denkbar. Erst wenn ein substantieller Anteil der Kinder vorschulische Einrichtungen besucht, so dass auch Kinder aus Familien mit „schlechterem" sozioökonomischen Hintergrund darunter sind, beginnen sich höhere Besuchsquoten im Vorschulbereich negativ auf den geschätzten

---

12 Eine alternative methodische Vorgehensweise könnte darin bestehen, die vorgeschlagenen Modelle mit Hilfe der Mehrebenenanalyse zu schätzen (vgl. etwa *Bryk* und *Raudenbush* 1992). Im gewählten Modell würde dies allerdings nur wenige Unterschiede bedeuten, denn es werden ja bereits *sämtliche* Niveaueffekte auf der höheren (Länder-)Ebene aufgrund des kompletten Satzes fixer Ländereffekte in Gleichung (4) berücksichtigt. Generell kommen die in der Ökonometrie häufiger verwendete Regressionsanalyse mit cluster-robusten Standardfehlern und die verwandte, in der Erziehungswissenschaft häufiger verwendete Methode der Mehrebenenmodelle in der Praxis zumeist zu qualitativ identischen Ergebnissen. Es ist aber darauf hinzuweisen, dass der Vorteil der Regressionsmethode mit cluster-robusten Standardfehlern, nicht in dem Maße wie die Mehrebenenmethode der strikten Annahmen von zufällig und normal verteilten Effekten zu bedürfen, dazu führt, dass die Regressionsmethode auch dann sowohl konsistente als auch robuste Parameter und Standardfehler liefert, wenn diese Annahmen durch Ausreißer oder eine verzerrte Fehlerstruktur verletzt werden (siehe *Cohen* und *Baldi* 1998). Die Mehrebenenmethodik kann demgegenüber in diesen Fällen zu signifikant unterschätzten Standardfehlern auf höheren Ebenen bzw. zu verzerrten Parameterschätzungen führen.

13 Taiwan konnte in allen Regressionen der Tabelle 3 nicht berücksichtigt werden, da international vergleichbare Angaben zu den meisten Schulsystemvariablen fehlen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Einfluss des Familienhintergrundes auszuwirken. Auf der Grundlage der geschätzten Parameter (Spalte (3)) ergibt sich, dass bis zu einer Besuchsquote von 61 Prozent die Bildungschancen mit steigenden Besuchsquoten ungleicher werden. Oberhalb dieses Schwellenwertes sinkt die Chancenungleichheit mit weiterhin steigenden Besuchsquoten.

*Tabelle 3*

**Bildungspolitik und Chancenungleichheit**

| | Spezifikation auf Länderebene | | Interaktionsspezifikation auf Schülerebene mit fixen Ländereffekten | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Zu Hause verfügbare Bücher | | | 29,37*** | 10,61 | 30,61** |
| | | | *(5,32)* | *(8,53)* | *(11,97)* |
| Alter bei erster schulischer Selektion | –1,23*** | –0,93*** | –1,07*** | –0,89*** | –0,97*** |
| | *(0,34)* | *(0,34)* | *(0,28)* | *(0,28)* | *(0,34)* |
| Besuchsquote im Vorschulbereich | 0,37*** | 0,21* | 0,34*** | 0,26*** | 0,04 |
| | *(0,09)* | *(0,12)* | *(0,09)* | *(0,08)* | *(0,10)* |
| Besuchsquote im Vorschulbereich (quadriert) | –0,003*** | –0,002* | –0,003*** | –0,002*** | –0,000 |
| | *(0,001)* | *(0,001)* | *(0,001)* | *(0,001)* | *(0,001)* |
| Dauer des Vorschulprogramms | –1,38* | –1,32 | –1,30* | –1,55** | –2,10** |
| | *(0,78)* | *(0,87)* | *(0,72)* | *(0,69)* | *(1,02)* |
| Bildungsausgaben pro Schüler / 1000 | | –0,14 | | –0,14 | –0,18 |
| | | *(0,41)* | | *(0,40)* | *(0,40)* |
| Bruttonationaleinkommen pro Kopf / 1000 | | –0,16 | | –0,14 | 0,16 |
| | | *(0,22)* | | *(0,23)* | *(0,22)* |
| Durchschnittliche Testpunktzahl des Landes / 100 | | 4,92*** | | 4,34** | 1,02 |
| | | *(1,71)* | | *(1,75)* | *(1,65)* |
| Anteil privater Bildungsausgaben | | | | | 0,16** |
| | | | | | *(0,06)* |
| Anteil von Schülern an Privatschulen | | | | | –0,10*** |
| | | | | | *(0,03)* |
| Beobachtungen (Länder / Schüler) | 53 | 49 | 295.026 | 276.577 | 156.412 |
| Primäre Erhebungseinheiten (Länder) | | | 53 | 50 | 27 |
| $R^2$ | 0,400 | 0,268 | 0,414 | 0,417 | 0,294 |

Spezifikation auf Länderebene: entsprechend Gleichung (3). Abhängige Variable: geschätzter Effekt des familiären Hintergrundes (EFH) aus Tabelle 2. Regressionen verwenden die gewichtete Schätzmethode nach *Anderson* (1993) zur Berücksichtigung der geschätzten abhängigen Variable. Standardfehler in Klammern. Berichtete $R^2$ sind korrigierte $R^2$.

Interaktionsspezifikation auf Schülerebene mit fixen Ländereffekten: entsprechend Gleichung (4). Abhängige Variable: TIMSS / TIMSS-Repeat internationale Testpunktzahl (Mittelwert aus Mathematik und Naturwissenschaften). Die angegebenen Koeffizienten beziehen sich auf die Interaktionsterme zwischen den in der ersten Spalte genannten Variablen und den zu Hause verfügbaren Büchern. Regressionen sind gewichtet mit der Erhebungswahrscheinlichkeit der Schüler innerhalb jeden Landes, und jedes Land hat das gleiche Gewicht. Cluster-robuste Standardfehler (auf Landesebene) in Klammern. Signifikanzniveaus: *** 1 %. – ** 5 %. – * 10 %.

*Quelle: Schütz* et al. (2005).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Auch die Dauer des Vorschulprogramms zeigt den vermuteten Effekt. Die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes auf die Schülerleistung sinkt in statistisch hoch signifikanter Weise mit zunehmender offizieller Dauer der Vorschulprogramme. Zusammengenommen erklären diese drei Merkmale der Schulsysteme 40 Prozent der gesamten Variation der EFH-Schätzer (Spalte (1)).

Abbildung 2 veranschaulicht die mit Hilfe der Modellspezifikation von Spalte (3) geschätzten Interaktionseffekte. Dazu stellt die Graphik den Einfluss dieser drei Schulsystemmerkmale den EFH-Schätzern ausgewählter Länder gegenüber. Jedes Jahr, um das die Selektion von Schülern in verschiedene Schulformen aufgeschoben wird, verringert die geschätzten EFH um etwas mehr als eine Einheit, bzw. um etwas mehr als 1 Prozent einer internationalen Standardabweichung der Testpunktzahl. Ein Unterschied im Alter der Schüler zum Zeitpunkt der ersten schulischen Selektion von vier Jahren (im Alter von 14 Jahren wie in den meisten Ländern statt im Alter von 10 Jahren wie in Deutschland) ist also verbunden mit einem Unterschied in den geschätzten EFH von 4,3 Punkten. Dies entspricht ungefähr einem Viertel des gesamten durchschnittlichen EFH der OECD-Länder (17,7). Ähnlich führt eine Erhöhung der Besuchsquote im Vorschulbereich von 60 Prozent (z. B. in der Schweiz oder den USA) auf 100 Prozent (z. B. in Dänemark oder den Niederlanden) zu einer Verringerung der EFH um 4,4 Punkte. Eine Erhöhung der Dauer der Vorschulerziehung um 1 Jahr geht mit einer Verringerung der EFH um 1,3 Punkte einher.

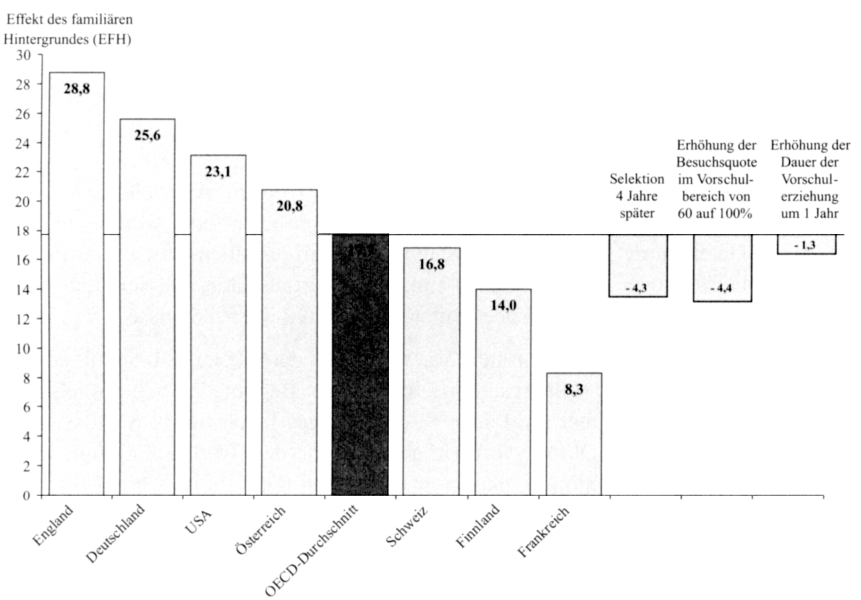


Abbildung 2: Bildungspolitik und Chancenungleichheit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In Spalte (4) der Tabelle 3 fügen wir der Modellspezifikation drei weitere Variablen hinzu. Weder die Bildungsausgaben pro Schüler noch das Bruttonationaleinkommen pro Kopf weisen jedoch einen statistisch signifikanten Interaktionseffekt mit dem familiären Hintergrund auf. Der Interaktionseffekt zwischen der durchschnittlichen Testpunktzahl eines Landes und dem familiären Hintergrund ist dagegen statistisch signifikant und positiv. Wenn man jedoch die Regression von Spalte (4) für die homogenere Gruppe der OECD-Staaten durchführt, ist der Effekt negativ und gleichzeitig statistisch nicht mehr signifikant (vgl. *Schütz* et al. 2005 für Details). Innerhalb der OECD-Staaten gibt es also keinen Beleg für einen Zielkonflikt zwischen Effizienz im Sinne einer hohen durchschnittlichen Testpunktzahl und Gleichheit im Sinne eines geringen Einflusses des familiären Hintergrundes auf die Schülerleistung. Bei den Ergebnissen der schon im Basismodell in Spalte (3) betrachteten Variablen ergibt sich durch die zusätzliche Berücksichtigung der drei weiteren erklärenden Variablen keine qualitative Veränderung.

Das Modell in Spalte (5) berücksichtigt noch zwei weitere Variablen: den Anteil der aus privaten Quellen stammenden Bildungsausgaben an den gesamten Bildungsausgaben und den Anteil der Schüler, der in Privatschulen unterrichtet wird. In dieser Spezifikation fällt die Anzahl der beobachteten Schulsysteme aufgrund mangelnder international vergleichbarer Daten auf 27. Die geschätzte Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes steigt statistisch signifikant mit dem Anteil der privaten Bildungsausgaben, während sie mit dem Anteil der Schüler an Privatschulen statistisch signifikant fällt. Bildungssysteme, die einen höheren Anteil privater Bildungsausgaben aufweisen, weisen eine höhere Ungleichheit auf, während ein höherer Anteil von Privatschulen die Ungleichheit zu reduzieren scheint.

Um auszuschließen, dass Variationen zwischen sehr heterogenen Ländern für die hier dargestellten Ergebnisse verantwortlich sind, wurden die Regressionsgleichungen der Tabelle 3 auch für die kleinere und homogenere Gruppe der OECD-Staaten geschätzt. Dabei erweisen sich alle zuvor berichteten Effekte als robust gegenüber dieser Einschränkung der Stichprobe (vgl. *Schütz* et al. 2005). Als weiterer Robustheitstest wurden Frankreich und Japan aus der Stichprobe entfernt, weil beide Länder keine Daten zu dem Immigrationsstatus der Eltern erhoben haben, und Frankreich darüber hinaus auch keine Daten zum Immigrationsstatus des Schülers. Wiederum hat die veränderte Stichprobe keinen Einfluss auf die Ergebnisse.

Als weitere potentielle erklärende Variablen auf der Ebene der Schulsysteme wurden Ganztags- bzw. Halbtagsunterricht und der Beginn der Schulpflicht betrachtet. Informationen über die Länge des Schultages lagen für 34 Schulsysteme vor. Daraus wurde eine Dummyvariable gebildet, die den Wert 1 annimmt, wenn die Schule bis zum Nachmittag dauert, und 0, wenn die Schule gegen Mittag zu Ende ist. In keiner der betrachteten Spezifikationen zeigt der Dummy einen signifikanten Zusammenhang mit den EFH. Ein Datenproblem besteht in diesem Ergebnis darin, dass die verfügbaren Daten keine Aussage darüber zulassen, ob nachmittags Unterricht stattfindet oder ob für die Schüler nur eine optionale Betreuung angeboten wird. Auch die Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen den EFH und

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dem Alter zu Beginn der Schulpflicht sind nicht eindeutig. Der Grund dafür lässt sich darin vermuten, dass das Alter zu Beginn der Schulpflicht zwischen den Ländern nicht stark variiert (zwischen 5 und 7 Jahren) und dass von ihm kein zusätzlicher Effekt mehr ausgeht, nachdem bereits für die Besuchsquote und die Dauer des Vorschulbereichs kontrolliert worden ist.

## 2. Identifikation durch Differenzen in Differenzen

Ein verbleibendes Problem jeglicher internationaler Vergleiche, und damit auch der gerade präsentierten, besteht darin, dass sie sich möglicherweise einer unbeobachteten Heterogenität von Staaten gegenüber sehen. Es ist vorstellbar, dass viele weitere, oftmals unbeobachtete Faktoren die beobachteten Leistungen beeinflussen, und nur unter der (im Bisherigen impliziten) Annahme, dass solche unbeobachtete Heterogenität zwischen den Ländern unabhängig ist vom Einfluss der betrachteten Variablen auf den EFH, spiegeln die berichteten Ergebnisse tatsächliche Effekte wider. Bei systematischer Heterogenität könnte es dagegen zu Verzerrungen kommen. Für einen Einflussfaktor, der sich in den bisherigen Untersuchungen als relevant erwiesen hat, nämlich die frühe Selektion in einem mehrgliedrigen Schulsystem, schildern wir im Folgenden die Ergebnisse einer zusätzlichen Spezifikation, die möglicher unbeobachteter Heterogenität Rechnung trägt. Das bisherige Ergebnis, dass frühe Selektion die Chancenungleichheit erhöht, erweist sich in dieser Spezifikation als robust.

### *a) Die Identifikationsidee*

Die Kernidee der alternativen Spezifikation besteht darin, dass die Mehrgliedrigkeit überall erst nach der Grundschule eingeführt wird. Damit ergibt sich die Möglichkeit, schon vor der Mehrgliedrigkeit bestehende Unterschiede herauszurechnen, wenn man zusätzlich zu den bisher betrachteten Mittelstufenstudien auch Grundschulstudien berücksichtigt. Durch Gegenüberstellung von Tests am Ende der Grundschule und Tests gegen Ende der Mittelstufe (Sekundarstufe 1) lässt sich dann im Rahmen einer internationalen Differenzen-in-Differenzen-Schätzung (DiD) der Einfluss der Mehrgliedrigkeit $\lambda$ ermitteln. Dabei wird die Leistungsveränderung von der Grund- zur Sekundarschule zwischen ein- und mehrgliedrigen Schulsystemen verglichen:

$$(5) \qquad \lambda^{DiD} = \left(\bar{Y}^{nach}_{Treatmentgruppe} - \bar{Y}^{vor}_{Treatmentgruppe}\right) - \left(\bar{Y}^{nach}_{Kontrollgruppe} - \bar{Y}^{vor}_{Kontrollgruppe}\right)$$
$$= \Delta\bar{Y}_{Treatmentgruppe} - \Delta\bar{Y}_{Kontrollgruppe}$$

wobei $Y$ für das jeweils betrachtete Ergebnis, z. B. die Streuung oder das Niveau der Schülerleistungen, steht.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Wie im klassischen DiD-Modell erfolgt die Identifikation des Effekts hier also über den Unterschied zwischen einer „Treatment"-Gruppe (Systeme, in denen Mehrgliedrigkeit vorliegt) und einer Kontrollgruppe (bis ans Ende der Mittelstufe eingliedrige Systeme) in der Differenz des Ergebnisses vor und nach Einführung der Mehrgliedrigkeit. Dabei besteht aber im Gegensatz zum klassischen DiD-Modell der Unterschied zwischen „vorher" und „nachher" nicht in der zeitlichen Dimension, sondern im Vergleich über die Jahrgangsstufen. In der Regressionsanalyse wird dabei das Grundschulergebnis jedes Landes als Kontrollvariable für sein eigenes Ergebnis in der Sekundarschule genutzt. Damit wird jegliche Heterogenität zwischen Ländern, die schon am Ende der Grundschule besteht, aus dem Effekt der Mehrgliedrigkeit herausgerechnet. Insofern – und das ist die verbleibende identifizierende Annahme – keine weiteren Einflüsse die zwischen Grundschule und Mittelstufe auftretende Ergebnisveränderung in einer in systematischem Zusammenhang mit der Mehrgliedrigkeit stehenden Weise beeinflussen, kann der DiD-Schätzer als kausaler Einfluss der Mehrgliedrigkeit interpretiert werden.[14]

Als zentrales Maß des Ergebnisses $Y$ betrachten wir im Folgenden die nationale Standardabweichung der Testpunktzahl als Maß der Streuung der Schülerleistungen in einem Land. Streuungsmaße geben wieder, inwiefern es einem Schulsystem gelingt, alle Schüler auf den gleichen Wissensstand zu bringen und gleichermaßen zu fördern und können insofern als Maße der innerhalb des Schulsystems verwirklichten Chancengleichheit betrachtet werden. Da die Gesamtstreuung der Leistungen aber nicht nur von der Größe des Einflusses des familiären Hintergrundes (wie etwa des zuvor berechneten EFH) abhängt, sondern auch von der Streuung im familiären Hintergrund selbst, ist es allerdings nur ein beschränktes Maß der durch das Schulsystem bedingten Chancenungleichheit. Allerdings sollten in der vorliegenden Analyse internationale Unterschiede im durchschnittlichen familiären Hintergrund aber aufgrund der verwendeten DiD-Schätzung keine Rolle spielen.[15] Über das Ungleichheitsmaß hinaus werden wir auch kurz den Einfluss der Mehrgliedrigkeit auf das Leistungsniveau eines Landes betrachten, um die Möglichkeit eines Zielkonflikts zwischen Gleichheit und Leistungsniveau beleuchten zu können.

### *b) Ergebnisse*

Zur Implementierung der vorgeschlagenen DiD-Strategie bedarf es zusammenfügbarer Leistungsdaten aus Grund- und Sekundarschule. Dementsprechend be-

---

[14] Ein einfaches analytisches Modell, das die vorliegende Identifikation näher herleitet, sowie eine umfassendere Diskussion der Identifikationsstrategie finden sich in *Hanushek* und *Wößmann* (2006).

[15] Tatsächlich besteht eine signifikante Korrelation zwischen der Standardabweichung der TIMSS-Testpunktzahl in einem Schulsystem und dem zuvor verwendeten Schätzer für die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes (EFH) in dem gleichen Schulsystem; der Korrelationskoeffizient beträgt 0,64. Somit erweisen sich familiäre Hintergrundeffekte als ein wichtiger Erklärungsfaktor der gesamten Leistungsstreuung.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

trachten wir insgesamt acht Paare internationaler Vergleichstests (vgl. *Hanushek* und *Wößmann* 2006 für Details zu den Daten). Beim ersten Paar ist die Sekundarschulstudie der PISA-2003-Test, der mit der IGLU-Grundschulstudie zusammengebracht wird. Beide Studien testen Leseleistungen, PISA unter 15-Jährigen, IGLU unter Viertklässlern.[16] Insgesamt sind es 18 Länder, die an beiden Tests teilgenommen haben. Der zentrale Befund in Bezug auf den Einfluss von Mehrgliedrigkeit auf Chancenungleichheit wird in Abbildung 3 graphisch dargestellt. Auf der rechten Seite ist die Standardabweichung der PISA-Leistungen als Maß der Leistungsstreuung eines jeden Landes, relativ zum Durchschnitt der 18 Länder, abgetragen. In diesem reinen Querschnitt hängt die Leistungsstreuung nicht systematisch mit dem Vorliegen von Mehrgliedrigkeit zusammen. So befinden sich etwa sowohl unter den sechs „ungleichsten" als auch unter den sechs „gleichsten" Ländern jeweils drei Länder, in denen die 15-Jährigen in verschiedenen Schularten unterrichtet werden, und drei Länder, in denen die 15-Jährigen (noch) nicht in verschiedenen Schultypen selektiert wurden. Aber wie bereits erläutert könnte dieser Befund durch unbeobachtete Heterogenität zwischen den betrachteten Ländern verzerrt sein.

Dementsprechend besteht die Grundidee der DiD-Strategie darin, auf die *Veränderung* in der Streuung zwischen Grund- und Sekundarschulbereich zu schauen. Dazu bildet Abbildung 3 auf der linken Seite die Standardabweichung der IGLU-Grundschulleistungen ab. Die Steigung der Linien zwischen den beiden Seiten gibt nun an, wie sich die Leistungsstreuung in den verschiedenen Systemen zwischen Grund- und Sekundarschule verändert hat. Der zentrale Befund dieser Betrachtungsweise ist direkt augenfällig: Die Ungleichheit steigt systematisch zwischen Grund- und Sekundarschule in Ländern mit früher Mehrgliedrigkeit, und sie sinkt systematisch in Ländern ohne Mehrgliedrigkeit. Die Verbindungslinien für nahezu alle Länder, die im Alter von 15 Jahren mehrere Schultypen aufweisen, streben nach oben, wohingegen sie für nahezu alle Länder mit noch eingliedrigem Schulsystem nach unten weisen. Dabei erweist sich Deutschland als das Land, in dem die Ungleichheit zwischen der Grundschule und dem Ende der Mittelstufe am stärksten von allen betrachteten Ländern ansteigt. Wie aus der Abbildung leicht ersichtlich, weist Deutschland am Ende der Grundschule eine international durchaus noch unterdurchschnittliche Ungleichheit auf, welche erst im Verlaufe der mehrgliedrigen Mittelstufe bis zum Alter von 15 Jahren zur größten Ungleichheit in der betrachteten Länderstichprobe anwächst.

---

[16] Der Vergleich unterschiedlicher Untersuchungspopulationen, von denen die eine auf dem Alter der Schüler und die andere auf der Jahrgangsstufe basiert, aus unterschiedlichen Studien könnte prinzipiell zu Bedenken Anlass geben. Deshalb ist auch der Vergleich zu den weiter unten berichteten TIMSS-Spezifikationen von Bedeutung, bei denen beide Zielpopulationen auf ähnliche Weise definiert sind. In dieser Hinsicht würde man sich echte Längsschnittstudien wünschen, die individuelle Schüler über die Zeit verfolgen. In einer erweiterten Spezifikation der PISA-IGLU-Vergleiche, die für das durchschnittliche Alter der Kinder in der IGLU-Studie kontrolliert, ergeben sich allerdings qualitativ dieselben Ergebnisse wie die hier berichteten, so dass wir ausschließen können, dass die hier berichteten Effekte nur aufgrund der unterschiedlichen Untersuchungspopulation zustande kommen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

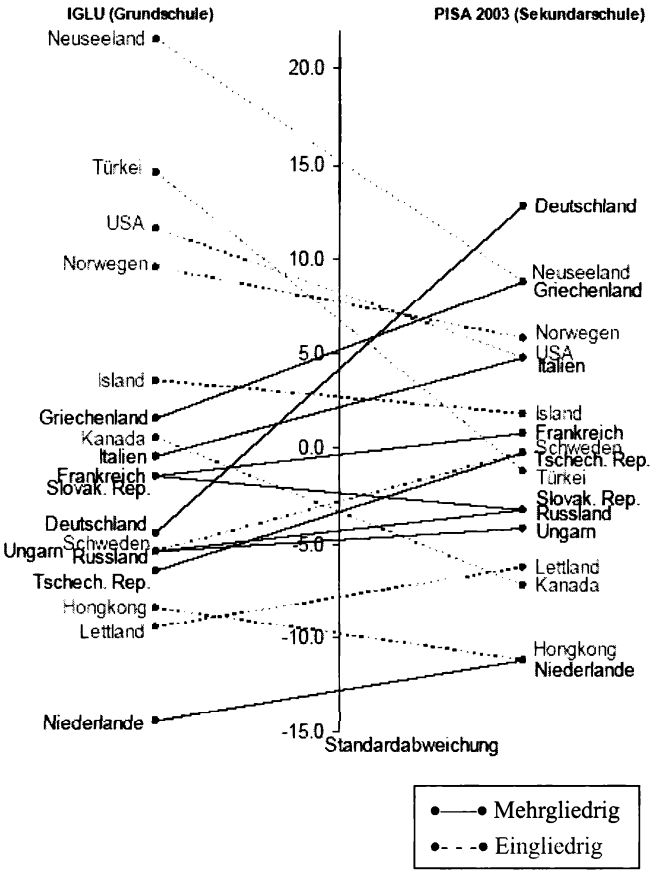


Abbildung 3: Bildungsungleichheit in Grundschulen und Mittelstufe

Systematisch lässt sich dieser Befund im Rahmen einer Regressionsanalyse zeigen. Die Ergebnisse werden in Spalte (1) von Tabelle 4 berichtet, wozu die Testleistungen in den beiden Tests jeweils standardisiert wurden (vgl. *Hanushek* und *Wößmann* 2006). Im oberen Teil der als System geschätzten Zusammenhänge finden sich die Ergebnisse für den Einfluss der frühen Mehrgliedrigkeit auf die Leistungsstreuung. Nachdem für die schon in der Grundschule bestehende Streuung, welche einen signifikant positiven Einfluss auf die Streuung im Sekundarschulbereich hat, kontrolliert wird, besteht ein statistisch und quantitativ signifikanter positiver Zusammenhang zwischen früher Mehrgliedrigkeit und Leistungsstreuung im Sekundarschulbereich. Die Effektgröße von 0,25 zeigt, dass die Mehrgliedrigkeit quantitativ ein Viertel des gesamten Unterschieds in der Ungleichheit zwischen dem ungleichsten (Deutschland mit einer standardisierten Streuung von 4,5) und dem gleichsten Land (Hongkong mit 3,5) ausmacht.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 4*

**Frühe Mehrgliedrigkeit, Ungleichheit und Leistungsniveau**

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9)[a)] |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mittelstufentest: | PISA 03 | PISA 00/02 | TIMSS 95 | TIMSS 95 | TIMSS 03 | TIMSS 03 | TIMSS 99 | TIMSS 99 | Gepoolt |
| Grundschultest: | IGLU | IGLU | TIMSS 95 | TIMSS 95 | TIMSS 03 | TIMSS 03 | TIMSS 95 | TIMSS 95 | Gepoolt |
| Fach: | Lesen | Lesen | Mathem. | Naturw. | Mathem. | Naturw. | Mathem. | Naturw. | Gepoolt |
| **Abhängige Variable: Standardabweichung in Mittelstufe** | | | | | | | | | |
| Frühe Mehrgliedrigkeit | 0,25** *(0,11)* | –0,02 *(0,07)* | 0,15* *(0,08)* | 0,20** *(0,09)* | 0,01 *(0,06)* | 0,11* *(0,06)* | 0,004 *(0,06)* | 0,21** *(0,09)* | 0,10*** *(0,03)* |
| Standardabweichung in Grundschule | 0,60*** *(0,15)* | 0,25** *(0,10)* | 0,48** *(0,23)* | 0,85*** *(0,21)* | –0,02 *(0,15)* | 0,27*** *(0,10)* | 0,12 *(0,14)* | 0,83*** *(0,14)* | 0,40*** *(0,06)* |
| Konstante | 2,15*** *(0,45)* | 1,84*** *(0,22)* | 0,81** *(0,36)* | 0,67* *(0,38)* | 1,33*** *(0,18)* | 1,06*** *(0,12)* | 1,49*** *(0,25)* | 0,79*** *(0,28)* | 1,45*** *(0,13)* |
| $R^2$ | 0,479 | 0,255 | 0,258 | 0,419 | 0,003 | 0,257 | 0,021 | 0,557 | 0,951 |
| **Abhängige Variable: Durchschnittsleistung in Mittelstufe** | | | | | | | | | |
| Frühe Mehrgliedrigkeit | –1,06*** *(0,30)* | –0,95*** *(0,26)* | –0,04 *(0,16)* | 0,55*** *(0,21)* | –0,02 *(0,17)* | –0,02 *(0,16)* | –0,32** *(0,16)* | 0,29 *(0,25)* | –0,19** *(0,09)* |
| Durchschnittsleistung in Grundschule | 0,69*** *(0,16)* | 0,66*** *(0,13)* | 0,95*** *(0,07)* | 0,79*** *(0,10)* | 0,94*** *(0,08)* | 0,97*** *(0,07)* | 0,96*** *(0,07)* | 0,74*** *(0,10)* | 0,89*** *(0,04)* |
| Konstante | 0,53** *(0,21)* | 0,48** *(0,19)* | 0,01 *(0,08)* | –0,17 *(0,11)* | 0,01 *(0,09)* | 0,01 *(0,09)* | 0,11 *(0,08)* | –0,10 *(0,14* | 0,10 *(0,13)* |
| $R^2$ | 0,582 | 0,635 | 0,900 | 0,776 | 0,858 | 0,861 | 0,915 | 0,743 | 0,714 |
| Länder | 18 | 20 | 26 | 26 | 25 | 25 | 18 | 18 | 176 |

Die beiden Gleichungen in jeder Spalte wurden gemeinsam als System mithilfe scheinbar unverbundener Regressionen (SUR) geschätzt. Standardfehler in Klammern. Signifikanzniveaus: *** 1 %. – ** 5 %. – * 10 %. [a)] Regression kontrolliert für sieben Testpaar-Dummies.

*Quelle: Hanushek* und *Wößmann* (2006) sowie eigene Berechnungen.

Im unteren Teil der Tabelle 4 wird der Einfluss der Mehrgliedrigkeit auf das Leistungsniveau berichtet. Zum einen besteht ein starker Zusammenhang zwischen dem Leistungsniveau der 15-Jährigen und dem bereits in der Grundschule observierbaren Leistungsniveau. Unter Berücksichtigung dieses Effektes ergibt sich in Spalte (1) dann ein statistisch signifikanter *negativer* Effekt der frühen Mehrgliedrigkeit auf das erzielte durchschnittliche Leistungsniveau. Das bedeutet, dass mehrgliedrige Systeme mit der höheren Ungleichheit nicht etwa ein höheres Durchschnittsniveau erzielen, sondern im Gegenteil sogar ein niedrigeres.[17]

Die Spalten (2) bis (8) berichten Schätzungen derselben DiD-Spezifikation für sieben weitere Paare internationaler Vergleichstests. Dabei legen die Spezifikationen (2) bis (6) Wert auf eine möglichst zeitnahe Verbindung von Primar- und Sekundarschultest, um mögliche Einflüsse anderer zeitvariater Bedingungen zu

[17] *Hanushek* und *Wößmann* (2006) berichten auch Effekte über die gesamte Verteilung, aus denen hervorgeht, dass sich die Mehrgliedrigkeit nicht nur auf die leistungsschwächeren Schüler, sondern bis hoch in das 95. Perzentil der Leistungsstreuung negativ auswirkt.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

minimieren. Demgegenüber verfolgen die Spezifikationen (7) und (8) eine spezifische Schülerkohorte über die Zeit: Die Kohorte, die 1995 von TIMSS in der vierten Klasse getestet wurde, wurde vier Jahre später von TIMSS-Repeat getestet, als sie 1999 in der achten Klasse war. Der generelle Befund in Bezug auf den Zusammenhang von Mehrgliedrigkeit und Ungleichheit ist eindeutig: sieben der acht Schätzer weisen einen positiven Koeffizienten aus, von denen fünf statistisch signifikant sind. Der Befund in Bezug auf das Leistungsniveau ist weniger einheitlich: Während zwei weitere Paare einen statistisch signifikanten negativen Zusammenhang ausweisen, liegt auch ein statistisch signifikanter positiver Koeffizient vor.

Die letzte Spalte von Tabelle 4 weist das Ergebnis einer Schätzung aus, in der alle acht Paare internationaler Leistungstests gemeinsam betrachtet werden. In dieser gepoolten Schätzung findet sich ein klarer positiver Effekt der frühen Mehrgliedrigkeit auf die Leistungsstreuung und ein weniger eindeutiger, aber statistisch noch signifikanter negativer Effekt auf das durchschnittliche Leistungsniveau. Die Ergebnisse wurden auch mehreren Robustheitstests unterworfen (vgl. *Hanushek* und *Wößmann* 2006 für Details). So ergeben sich qualitativ unveränderte Ergebnisse, wenn anstelle der Standardabweichung alternative Streuungsmaße wie der Leistungsunterschied zwischen dem 75. und 25. Perzentil eines Landes oder zwischen dem 95. und 5. Perzentil betrachtet werden. Die Ergebnisse sind auch qualitativ unverändert, wenn anstelle des hier betrachteten Mehrgliedrigkeits-Dummies (liegt zum Zeitpunkt des Mittelstufentests Mehrgliedrigkeit vor oder nicht) ein lineares Mehrgliedrigkeitsmaß (Alter der Schüler bei der ersten Selektion) betrachtet wird. Trotz der geringen Freiheitsgrade in den relativ kleinen Länderstichproben hat der Befund auch bei Berücksichtigung einzelner zusätzlicher Kontrollvariablen wie des wirtschaftlichen Entwicklungsniveaus oder der Bildungsausgaben je Schüler Bestand.

## IV. Schlussbemerkungen

Im vorliegenden Beitrag wurde die in Schulsystemen bestehende Chancenungleichheit mit Hilfe der Daten verschiedener internationaler Schülerleistungstests geschätzt. Dabei wurde Chancenungleichheit als die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes auf die Testleistung gemessen. Alle 54 betrachteten Länder weisen einen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen Schülerleistungen und familiärem Hintergrund auf.[18] Gleichwohl gibt es im internationalen Vergleich in der Größe des Effektes des familiären Hintergrundes starke Unterschiede zwischen Ländern. In Großbritannien und Deutschland zeigt sich eine relativ große Chancenungleichheit für Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft, während Frankreich und Kanada deutlich ausgeglichenere Leistungen aufweisen. Dementsprechend scheint es prinzipiell möglich zu sein, dass das Schulsystem das Aus-

[18] Einzige Einschränkung ist Kuwait mit einem statistischen Signifikanzniveau von 14 Prozent.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

maß der Ungleichheit reduziert, indem es allen Kindern unabhängig von ihrem sozioökonomischen Hintergrund möglichst gleiche Chancen bietet.

Die berichteten ökonometrischen Analysen haben gezeigt, dass insbesondere zwei Merkmale des Schulsystems – die frühe Mehrgliedrigkeit und das Ausmaß des Vorschulsystems – in signifikanter Weise mit der erzielten Chancengleichheit zusammenhängen. Schwächere Evidenz deutet auch darauf hin, dass der Anteil privater Schulfinanzierung in einem negativen und der Anteil privater Schulträgerschaft in einem positiven Zusammenhang mit der erzielten Chancengleichheit stehen. Demgegenüber ließ sich für andere Merkmale des Schulsystems wie das Ausgabenniveau, die Durchschnittsleistung, die Länge des Schultages und das Bruttonationaleinkommen kein signifikanter Zusammenhang mit der erzielten Chancengleichheit nachweisen. Dieses Ergebnis legt nahe, dass Forderungen nach vermehrter Förderung von Ganztagsschulen nicht unbedingt bildungspolitisch zu begründen sind, was eine familienpolitische Begründung natürlich nicht ausschließt.

In Bezug auf das Ausmaß des Vorschulsystems weisen sowohl die Dauer des Vorschulsystems als auch eine möglichst hohe Besuchsquote einen positiven Zusammenhang mit der Chancengleichheit auf. Dementsprechend ist die diesbezügliche kürzliche Empfehlung des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2004, S. 3) im Jahresgutachten 2004 / 05, in dem er den „Ausbau eines kostenlosen, aber auch verpflichtenden Förder- und Betreuungsangebots ... im Vorschulbereich" für geboten ansieht, durchaus zu begrüßen.

In Bezug auf die frühe Mehrgliedrigkeit zeigt sich, dass der familiäre Einfluss umso größer ist, je eher die Selektion in unterschiedliche Schultypen erfolgt. Das mehrgliedrige Schulsystem wird oftmals mit angeblichen positiven Niveaueffekten, insbesondere für leistungsstarke Schüler, verteidigt. Die vorgelegten Befunde legen aber nahe, dass eine frühe Selektion der Schüler in verschiedene Schultypen nicht nur die Chancenungleichheit erhöht, sondern auch das gesamte Leistungsniveau sogar eher senkt als erhöht. Damit ergibt sich in diesem Bereich eher kein Zielkonflikt zwischen Gleichheit und Effizienz in der Organisation des Schulsystems.

## Literatur

*Anderson,* P. M. (1993): Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms. Quarterly Journal of Economics 108 (4), S. 1015 – 1042.

*Baumert,* J. / *Schümer,* G. (2001): Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. In: Jürgen Baumert et al. (Hrsg.). PISA 2000: Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich, S. 323 – 407. Opladen: Westdeutscher Verlag.

*Beaton,* A. E. / *Mullis,* I. V. S. / *Martin,* M. O. / *Gonzalez,* E. J. / *Kelly,* D. L. / *Smith,* T. A. (1996): Mathematics Achievement in the Middle School Years: IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS). Chestnut Hill (MA): Boston College.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Bryk,* A. S. / *Raudenbush,* S. W. (1992): Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods. Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences 1. Newbury Park: Sage Publications.

*Cohen,* J. / *Baldi,* S. (1998): An Evaluation of the Relative Merits of HLM vs. Robust Linear Regression in Estimating Models with Multi-Level Data. Mimeo, American Institutes for Research.

*Deaton,* A. (1997): The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.

*DuMouchel,* W. H. / *Duncan,* G. J. (1983): Using Sample Survey Weights in Multiple Regression Analyses of Stratified Samples. Journal of the American Statistical Association 78 (383), S. 535 – 543.

*Entorf,* H. / *Minoiu,* N. (2005): What a Difference Immigration Policy Makes: A Comparison of PISA Scores in Europe and Traditional Countries of Immigration. German Economic Review 6 (3), S. 355 – 376.

*Fuchs,* T. / *Wößmann,* L. (2004): What Accounts for International Differences in Student Performance? A Re-examination using PISA Data. CESifo Working Paper 1235. München: CESifo.

*Hanushek,* E. A. / *Wößmann,* L. (2006): Does Early Tracking Affect Educational Inequality and Performance? Differences-in-Differences Evidence across Countries. Economic Journal 116 (510), C63 – C79.

*Martin,* M. O. / *Kelly,* D. L. (Hrsg.) (1996): Third International Mathematics and Science Study Technical Report, Volume I: Design and Development. Chestnut Hill (MA): Boston College.

*Moulton,* B. R. (1986): Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates. Journal of Econometrics 32 (3), S. 385 – 397.

*Mullis,* I. V. S. / *Martin,* M. O. / *Gonzalez,* E. J. / *Gregory,* K. D. / *Garden,* R. A. / *O'Connor,* K. M. / *Chrostowski,* S. J. / *Smith,* T. A. (2000): TIMSS 1999 International Mathematics Report: Findings from IEA's Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eighth Grade. Chestnut Hill (MA): Boston College.

*Nickell,* S. (2004): Poverty and Worklessness in Britain. Economic Journal 114 (494), C1 – C25.

*Noël,* S. / *Broucker,* P. de (2001): Intergenerational Inequities: A Comparative Analysis of the Influence of Parents' Educational Background on Length of Schooling and Literacy Skills. In: Hutmacher, W. / Cochrane, D. / Bottani, N. (Hrsg.). In Pursuit of Equity in Education, S. 277 – 297. London: Kluwer Academic Publishers.

*Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* (2004): Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland: Jahresgutachten 2004 / 05. (Verfügbar unter www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de)

*Schütz,* G. / *Ursprung,* H. W. / *Wößmann,* L. (2005): Education Policy and Equality of Opportunity. CESifo Working Paper 1518. München: CESifo.

*White,* H. (1984): Asymptotic Theory for Econometricians. Orlando: Academic Press.

*Wooldridge,* J. M. (2001): Asymptotic Properties of Weighted M-Estimators for Standard Stratified Samples. Econometric Theory 17 (2), S. 451 – 470.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Wößmann,* L. (2002): How Central Exams Affect Educational Achievement: International Evidence from TIMSS and TIMSS-Repeat. PEPG Working Paper 02 – 10. Cambridge (MA): Harvard University, John F. Kennedy School of Government, Program for Education Policy and Governance.

*Wößmann,* L. (2003): Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: The International Evidence. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 65 (2), S. 117 – 170.

*Wößmann,* L. (2004): How Equal Are Educational Opportunities? Family Background and Student Achievement in Europe and the United States. CESifo Working Paper 1162. München: CESifo.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Secondary School Track Selection of Single-Parent Children – Evidence from the German Socio-Economic Panel[1]

By *Philippe Mahler* and *Rainer Winkelmann,* Zurich

## I. Introduction

In present day Germany, one in seven children is raised in a single parent household (*Statistisches Bundesamt,* 2003). Naturally, the question arises whether children from such families are in any way disadvantaged in their development relative to children from traditional two-parent families, and if so, why this is the case. For example, single parenthood might mean fewer resources – income and parental time – available for the child, and thereby cause a disadvantage. Or it might be detrimental to the psychological well-being *per se.* This paper explores these issues in some detail, by studying a nationally representative sample of 14 year old children using data from the German Socio-Economic Panel. The development indicator we look at is secondary school track choice, i.e., whether the child attends lower secondary school (Hauptschule), intermediate secondary school (Realschule), or upper secondary school (Gymnasium) at age 14.[2] The benefit of using a general purpose household panel survey for our analysis is not only that it has a wealth of information on family background variables, but also that it provides measurements of these variables over time, as the children grow up. Hence, it becomes possible, for example, to separate the effect of single parenthood during early childhood from the effect of single parenthood during late childhood.

The downside of using such a data source is the relative scarcity of information on the cognitive development of a child. Essentially, we have only information on the type of secondary school attended by a child. An alternative would be to base the analysis on tailored student assessments such as PISA or TIMSS. For instance,

---

[1] We thank Uschi Backes-Gellner, Stefan Boes and Alejandra Cattaneo, seminar participants of the 2005 annual meeting of the economics of education committee of the German Economic Association as well as two anonymous referees for valuable comments. Address for correspondence: Socioeconomic Institute, Zürichbergstr. 14, CH-8032 Zürich, Switzerland. E-Mail: winkelmann@sts.unizh.ch, Tel: +41 44 634 2292, Fax: +41 44 634 4996.

[2] In some areas of Germany, integrated secondary schools have been introduced. These are not considered in this paper.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tillmann* and *Meier* (2003) analyse the association between current family structure, Pisa test scores, and school types. While these surveys provide detailed information on children's cognitive abilities and subject specific knowledge, they give only relatively scant information on family background. For example, there is no information on household income. Therefore, such data are unsuitable for testing the main hypotheses of our paper.

In addition, we think that secondary school track at age 14 is a quite useful indicator of a child's educational opportunities on its own right. The school track has a strong screening and selection function. Whatever the reasons for being selected into Gymnasium, be it cognitive ability or other unrelated factors, the very fact of having been selected into that track bestows the child with a great advantage, since only graduation from Gymnasium allows to access university directly, and to reap the potential benefits of such a higher education. The other two tracks, Haupschule and Realschule, mainly prepare students for entering the labor market through the apprenticeship system. Thus, any family background factor influencing a child's secondary school track choice will have long-lasting consequences on a child's socio-economic status throughout its adult life.

Previous related research – all based on the German Socio-Economic Panel using school track as the outcome variable – has focused on the importance of parental education (*Dustmann,* 2004) and income (*Büchel* et al., 2001, *Jenkins* and *Schluter,* 2002, *Schneider,* 2004). *Couch* and *Dunn* (1997) provide a US-German comparison on the intergenerational transmission of education. *Spiess, Büchel* and *Wagner* (2003) study whether Kindergarten attendance matters for secondary school placement. Single parenthood is sometimes included as one of the explanatory factors. However, a detailed investigation of the importance of family instability for children's educational opportunities in Germany cannot be found in the previous economic literature.

Evidence for the U.S. and U.K. shows that growing up in a separated family has negative consequences on children's educational attainment. For the U.S. a comprehensive review of methods and findings concludes, among other things, that growing up in a single parent or step-parent family or experiencing a parental separation or divorce has a negative effect on educational attainment (*Haveman* and *Wolfe,* 1995). Moreover, the high school drop out rates in the U.S. are higher for children living in single parent households than for children living in two-parent families. The negative effect of growing up in a single parent household on high school drop out rates is bigger if the child experienced an episode of single parenthood during preschool age (*Gransky,* 1995). Living under disadvantaged family circumstances during early childhood also has been shown to adversely affect a child's educational attainment using data for the U.K. (*Ermisch* and *Francesconi,* 2001a, 2001b, 2002). Parental disruption during early childhood causes substantial reductions in children's later educational attainment (*Fronstin* et al, 2001). Evidence for the Netherlands confirms the negative effect of single motherhood on children's educational attainments (*Dronkers,* 1994).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In this paper we extend the existing literature for Germany in three ways. First, we investigate the effects of single parenthood on children's educational opportunities, measured by the school track at the age 14. The second novelty is that we study whether this effect is childhood stage dependent, i.e. if the effect of living in single parenthood in early childhood is stronger relative to that of living in single parenthood during late childhood. Thirdly we identify the channels through which single parenthood affects children's secondary school choice. Is this an effect *per se* or are factors *related* to single parenthood – less income and less time – responsible for the children's lower educational attainments?

The data used in this study are drawn from the German Socio-Economic Panel (GSOEP). While the outcome variable – school attainment at age 14 – is cross-sectional, the annual panel information is used for reconstructing the social and economic environment of the children during early and later childhood.

## II. Theoretical and Empirical Framework

In order to model the relationship between educational attainment and single parenthood we assume the existence of an education production function

$$edu = f(p, r) + u \tag{1}$$

where *edu* is the child's educational attainment measured by the secondary school level at age 14, $p$ is the child's psychological well-being, $r$ is the amount of household resources spent in the upbringing of the child, be it money or time, and $u$ is an i.i.d. error term. We assume that education is an increasing function of household resources and psychological well-being, i.e., $\partial edu/\partial r > 0$ and $\partial edu/\partial p > 0$.

In this framework, the effect of parental separation is mediated through the psychological and the material well-being variables. On one hand, we can write

$$p = g(s, x) \tag{2}$$

where $s$ is an indicator for single parenthood and $x$ is a vector of socio-economic characteristics, excluding resource variables. We take it as evident that $\partial g/\partial s < 0$, based on a large literature that links a child's psychological well-being to the interaction between parents and their children and hence to the family structure (e.g. *Coleman,* 1988, *Seltzer,* 1994, *Boggess,* 1998). On the other hand, single parenthood clearly has also an adverse effect on resources

$$r = h(s, x) \tag{3}$$

with $\partial h/\partial s < 0$, since single parenthood reduces household income as well as the time available for the child.[3]

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

After substitution, the education production function can therefore be written as

$$edu = f(g(s,x), h(s,x)) + u = \tilde{f}(s,x) + u \ . \tag{4}$$

The reduced-form equation (4) reveals the crucial dependence of a child's educational attainment on single parenthood. Under the assumptions made above, we hypothesize a negative effect of separation on education, both because resources are diminished and because the psychological well-being is compromised. However, based on equation (4), we cannot decompose the overall effect of separation $\partial\tilde{f}/\partial s$ into its two constituent parts. Therefore, in order to identify the relative contributions of the resources and psychological effects, respectively, we consider the alternative model

$$edu = f(g(s,x), r) + u = \hat{f}(s,x,r) + u \ . \tag{5}$$

Since the resources effect is controlled for in this specification, $\partial\hat{f}/\partial s$ is now the pure psychological effect and a comparison of $\partial\tilde{f}/\partial s$ and $\partial\hat{f}/\partial s$ gives us the relative importance of the two channels.

While the two equations (4) and (5) capture the essence of our empirical approach, there are two additional aspects that complicate the interpretation of these models. The first aspect is the issue of timing of events, the second aspect refers to the selection problem and the potentially non-random assignment of separation. According to this hypothesis, the incidence of single parenthood does not arise randomly but rather is systematically related to other family specific factors that diminish educational outcomes.

We start with the first aspect. In order to address questions of dynamics such as: „does it matter whether separation occurred during early or late childhood?" we can generalize the static equations by conceptualizing the relevant psychological well-being $p$ and resources $r$ as accumulated stock variables. In this interpretation, $p$ is the stock of psychological capital an adolescent is endowed with at time $T$. The accumulation process can be expressed as follows

$$p = \int_0^T p(t) w_{p(t)} dt = \int_0^T g(s(t), x) w_{p(t)} dt$$

and similarly for $r$

$$r = \int_0^T r(t) w_{r(t)} dt = \int_0^T h(s(t), x) w_{r(t)} dt \ .$$

[3] The idea is that time spent with the child declines as the single parent may increase its labor supply. This effect may be not so large if transfer payments reduce the importance of income from work to support the family, or if the increased working hours are taken from a mother's free time rather than „child care time".

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The relative importance of early and late childhood events is then captures by the two weighting functions $w_{p(t)}$ and $w_{r(t)}$.

With respect to the selection problem, we can distinguish between *selection on observables,* that arises if $s$ and $x$ are correlated, and *selection on unobservables* that arises $s$ and $u$ are correlated. In this paper we control for the selection on observables by including as many relevant variables in the regression as possible. Selection on unobservables such as the „quality" of the partnership, i.e., whether it is a happy or an unhappy one, will tend to cause an upward bias of the estimated effect of single motherhood on a child's educational attainment.

One possible approach for addressing selection on unobservables would be to compare the children's educational attainments before and after parental separation. In this spirit, *Piketty* (2003) shows for France that children from divorced parents have lower educational attainments already before the separation. *De Galdeano* and *Vuri* (2004) provide similar results for the U.S. Alternative methods require either the availability of an instrument (such as state level variation in divorce laws as in *Gruber,* 2005), or the availability of siblings data in order to remove the family effect through differencing (see e.g. *Ginther* and *Pollak,* 2000 and *Björklund* and *Sundström,* 2005). But neither is there in Germany regional variation in the divorce laws – and thus in the probability of single parenthood – nor are there sufficiently many siblings observed in the GSOEP data to allow any reasonable analysis. With our data, therefore, we cannot satisfactorily address selection due to unobservables and it is possible that our estimates overstate the causal effect of single motherhood. However, if it is the case that no effect is found once we control for selection on observables, this whole issue can be safely ignored.

For the empirical implementation, we have to understand some basic features of the German school system. Since schooling is the responsibility of the Länder (federal states), there is a substantial amount of variation in rules and regulations. At the risk of oversimplification, the main features are as follows: all German Länder operate a segmented secondary school system, where the differentiation is along the lines of scholastic ability; the tracking is relatively early, often after four years of primary school but latest after the first six years of schooling; changing tracks afterwards remains mostly a theoretical possibility; and only the highest school track, Gymnasium, provides direct access to university. Traditionally, the secondary school level is divided into two additional main tracks, apart from Gymnasium, namely lower level secondary school (Hauptschule), and intermediate secondary school (Realschule). After Hauptschule graduates often start a career as a blue collar worker. At a higher level, there is the Realschule, which prepares pupils for a white collar track or enables them to enroll in schools for further education. Pupils from Hauptschule as well as Realschule often start an apprenticeship after leaving school.

In summary, the school track allocation at age 14 determines to a large extent, although not exclusively, whether a student can obtain a university education later

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

on.[4] This distinguishes Germany from the U.K., where the decision for or against a university entrance qualification is made at the age of 16, or the U.S. where a large majority of a cohort completes high school. Because of the three-tiered hierarchical structure of the secondary schooling system, we model educational attainment as a standard ordered probit model (see *Greene,* 1997, ch. 19.8, for further details).

$$y^* = \eta + u, u \mid \eta \sim Normal(0,1)$$

$$y = \begin{cases} 0 & \text{if} \quad y^* \leq \alpha_1 & \text{„Hauptschule''} \\ 1 & \text{if} \quad \alpha_1 < y^* \leq \alpha_2 & \text{„Realschule''} \\ 2 & \text{if} \quad y^* > \alpha_2 & \text{„Gymnasium''} \end{cases}$$

where $y^*$ describes a latent variable dependent on a linear index function of the form $\eta = x'\beta$ and $u$ is an i.i.d. error with a standard normal distribution. As motivated by our discussion above, we want to decompose the overall effect into a resources affect and a psychological effect, controlling for selection as well as we can with the data at hand. Therefore, we consider three alternative models that differ in the assumptions on the index function:

$$\text{Model 1} : \eta = x_1'\beta_1$$
$$\text{Model 2} : \eta = x_1'\beta_1 + x_2'\beta_2$$
$$\text{Model 3} : \eta = x_1'\beta_1 + x_2'\beta_2 + x_3'\beta_3$$

In Model 1 the vector $x_1$ includes indicators for living in a single parent household, separated by when the event occurred. These are incidence indicators that are one if any episode of single parenthood is recorded in the data, regardless of its length, and zero else. We distinguish between two childhood periods, early childhood from age zero to six, and late childhood from age seven to 14. A third indicator is one if at least one single parent episode was recorded during both childhood periods. These three dummy variables are therefore mutually exclusive, in the sense that a child either lives in a single parent household in early, late or in both childhood periods.

The additional regressors in $x_2$ in Model 2 control for a potential selection or family effect. These include mothers schooling, an indicator for a foreign household head, and the mother's age at birth. A lower age at birth tends to go together with a higher marital instability. As mentioned above we are only able to control for a selection on observables. To control for the resources effect we include additional regressors in $x_3$ in Model 3 with information on families average per capita equivalent household income and mother's labor supply separately for child's early and late childhood, the child's gender and the birth order. The latter two variables

[4] The main exception is that graduates from Hauptschule and Realschule can enter, with further qualifications, polytechnical schools (Fachhochschulen) which also offer advanced tertiary education.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

capture potential resources effects that result from an unequal allocation of the available resources among siblings.

The empirical reasoning is as follows: if we compare the educational attainment of children from two-parent and single-parent families, the difference gives us a combination of the psychological, selection and resources effect (Model 1). In order to decompose the overall effect into its constituent parts, we need to include the vectors containing the controls for the selection and resources effect, $x_2$ and $x_3$ respectively in addition to the vector containing the single parenthood indicator, $x_1$. The coefficient of the latter measures then the psychological effect, i.e. the specific effect of single parenthood keeping resources constant and controlled for a selection on observables. If the parameter related to the psychological effect becomes insignificant after controlling for selection and resources, whereas the resource effect is significant, we can conclude that single parenthood causally affects children's educational attainments, and that the reasons for this effect are diminished economic resources rather than adverse psychological effects.

## III. Data

The data used for this study are drawn from the German Socio-Economic Panel (GSOEP), an annual panel survey of a random sample of households in Germany (see *Burkhauser* et al, 2001 and *Haisken-DeNew* and *Frick,* 2002, for further details). In West Germany, the collection began in 1984, and since 1990 East German households are included in the survey as well. The GSOEP contains a broad amount of information about household and personal characteristics of their members. Each member older than 16 years answers his own personal questionnaire. For younger children some basic information such as current schooling is provided by the household head in a separate questionnaire. This information is essential for the following analysis.

For each year between 1994 and 2001, records for 14 years old children were extracted from the GSOEP and checked for their schooling status. All children who visited either Hauptschule, Realschule or Gymnasium were kept in the sample. The few children visiting a so-called Gesamtschule (comprehensive school) (less than 8.5 percent) had to be dropped since the ordering of this school type relative to the other three dominant types is ambiguous. The age of 14 was chosen because the final decision about the secondary school track has effectively been made by then.

These children live in households with either a West German or „foreigner" household head. Observations from former East Germany are excluded from the sample because the school system was different there. In order to analyze specific childhood period effects, childhood is divided into two periods. Early childhood from zero to six years before children enter school, and late childhood from seven to 14 years after schooling has started.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

For each wave, family structure, average household income, mother's labor force participation, mother's highest educational degree, mother's age at birth, the average number of members in household for both childhood periods and the birth order were determined and merged with the information from the children's sample. A full description of the variables is given in the Appendix. Family structure means here whether the child ever lived in a single mother household as opposed to a two-parent household. Single father households, while a theoretical possibility, are empirically irrelevant. Also, we cannot be sure in two-parent families, whether the partner is the biological father or not. Unfortunately, this potentially important distinction cannot be made with the GSOEP data. In future work, we plan to refine our measure of family structure by using the fraction of childhood years (or months) spent with one parent only, as for instance in *Björklund* and *Sundström* (2005).

Income is measured as an average over the respective childhood periods, i.e. early childhood from age zero to six or late childhood from age seven to 14.[5] The basis is the annual household income after taxes and government transfers provided in each wave, deflated to 1995 and on a per-capita equivalence scale, where the following weights were used: The first adult in a household has a weight of 1, each additional adult 0.7 and each child in the household 0.5 (*Buhmann,* 1988). The mother's labor force participation history is measured as average working hours per weekday, again averaged over the two childhood periods, and the mother's highest educational degree can be „no degree", „compulsory school degree", „completed apprenticeship" or „tertiary education". It was not possible to include the highest educational degree of the father or partner. Because of the large number of missing data on this variable, the sample size would have been reduced too much.

Finally, the eight subsamples for the years 1994 to 2001 were pooled together. Controlling for missing values, the final data set consists of 704 children. Note that due to the panel structure of the GSOEP and its annual survey, we do not need to rely on retrospective information. The information about the constructed variables stem from the particular year rather than from retrospective answers. We consider this a great strength of our analysis that should allow for new insights into the link between separation and educational attainment.

[5] For children born before 1983 (those aged 14 in 1994–1996), the first childhood period is incompletely observed. For the cohort of 1980, we miss the first three years (since the 1984 wave of the GSOEP provides information on the income in 1983). In this case, the income average is based on the remaining three years. We proceeded in this way because the base sample is relatively small and we wanted to keep a maximum amount of data. A separate analysis where these cases were dropped did not lead to substantially different results.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## IV. Results

A first impression of the data is offered by some basic descriptive statistics in Table 1. First of all, we notice that the incidence of single motherhood is relatively low. Of the 704 14 year olds observed in our sample, only 94 (or 13.4 percent) have ever experienced an episode of single motherhood. Of those 94 cases, 18 involved single motherhood during early childhood only, the majority of 43 cases involved single motherhood during late childhood only, and the remaining 33 cases involved single motherhood during both early and late childhood.

*Table 1*

**Sample means by single motherhood**

| Single motherhood | never | in early-childhood | in late-childhood | always |
|---|---|---|---|---|
| *Hauptschule* | 0.37<br>(0.020) | 0.50<br>(0.121) | 0.37<br>(0.075) | 0.49<br>(0.088) |
| *Realschule* | 0.28<br>(0.018) | 0.22<br>(0.101) | 0.30<br>(0.071) | 0.30<br>(0.082) |
| *Gymnasium* | 0.35<br>(0.019) | 0.28<br>(0.109) | 0.33<br>(0.072) | 0.21<br>(0.072) |
| *Mother's highest education* | | | | |
| *None* | 0.10<br>(0.012) | 0.11<br>(0.076) | 0.05<br>(0.033) | 0.00<br>(0.000) |
| *School* | 0.26<br>(0.018) | 0.33<br>(0.114) | 0.28<br>(0.069) | 0.36<br>(0.085) |
| *Apprenticeship* | 0.58<br>(0.020) | 0.44<br>(0.121) | 0.49<br>(0.077) | 0.61<br>(0.086) |
| *Tertiary* | 0.06<br>(0.010) | 0.12<br>(0.076) | 0.18<br>(0.060) | 0.03<br>(0.030) |
| *Early-childhood* | | | | |
| *Income*[1] | 1.99<br>(0.031) | 1.95<br>(0.192) | 2.29<br>(0.190) | 1.47<br>(0.155) |
| *Work*[2] | 2.13<br>(0.111) | 4.28<br>(0.749) | 3.32<br>(0.397) | 2.82<br>(0.527) |
| *Late-childhood* | | | | |
| *Income*[1] | 2.23<br>(0.037) | 2.17<br>(0.192) | 2.14<br>(0.106) | 1.75<br>(0.118) |
| *Work*[2] | 3.00<br>(0.116) | 3.86<br>(0.783) | 4.89<br>(0.449) | 4.63<br>(0.601) |
| *N* | 610 | 18 | 43 | 33 |

Data GSOEP, own calculations.
Standard errors in parentheses.
1: equivalence income per capita in 10.000 DM (1995).
2: average hours per weekday.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The remainder of the table shows some bivariate associations between family situation during childhood and the main variables of interest, namely children's educational attainment and the main confounding variable highest education of mother, income and work. First, the school attainment at age 14 seems indeed to vary as a function of family situation. Among those children who never experienced single motherhood, 37 percent attend Hauptschule, 28 percent Realschule and 35 percent Gymnasium. On the other hand, children who had single motherhood periods during both early and late childhood are more likely to attend Hauptschule (49 percent) and less likely to attend Gymnasium (21 percent). However, standard errors are quite large so that neither the +11 percentage point difference in Hauptschule nor the –14 percentage point difference in Gymnasium are significantly different from zero at conventional levels of significance. If one compares the difference between single motherhood during early childhood and single motherhood during late childhood, one finds that the early childhood experience matters more. Indeed, there is hardly any difference in school attainment between children who experience single motherhood during late childhood only and those who never experience it.

Next, we consider the association between family situation and the educational attainment of the mother. We know that the intergenerational transmission rates of education are quite high. In Table 1, we find no simple relationship between single motherhood and level of formal education. The educational attainment of mothers is measured not by school type – as it makes sense when considering 14 year olds – but rather by highest qualification, including school, vocational or tertiary. As these women went to school some decades ago, we also find women who left school without graduating at all, something that would be very rare at present. Consider again the contrast between „never single mothers" and mothers with episodes of single parenting during both early and late childhood. We see that none of the mothers in the latter group left school without qualification, whereas ten percent of the mothers in the former group did so, possibly a cohort effect. The university graduation rate is higher among the never single mothers, albeit at a very low level (six percent as opposed to three percent – the difference is insignificant). All in all, the two groups of mothers are quite similar with respect to their schooling. When considering mothers who were single parent either during early or late childhood, the main differences are higher rates of university graduation and lower rates of vocational training. Again, these may be cohort effects. Taken together, it seems unlikely that the mother's education is responsible for the lower educational attainment of single motherhood children.

By contrast, the income effect points in the expected direction: single motherhood tends to go along with lower disposable household income. The effect is most pronounced for the „always" category: during early childhood the average equivalent income was DM 5200, or by 26 percent, below the average equivalent income of the intact family comparison group. During late childhood the income gap slightly narrows to DM 4800, or 22 percent. Table 1 also contains a justifica-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tion for our implicit assumption that income is a resources effect (single motherhood leads to lower income) rather than a selection effect (lower income families are more likely to separate). In particular, we find that the early childhood income of children where the separation occurred in late childhood is the highest among all categories, and in particular also higher (although not statistically significantly so) than the early childhood income of children who never experienced single motherhood.

The working hours effect also goes in the expected direction: single mothers spend more time working than mothers with partner, time that is not available for the child. The effect is most pronounced in late childhood, where single mothers spend on average about 4.8 hours working per day (the weighted average of 4.89 hours and 4.63 hours), whereas partnered mothers spend only three hours in market work.

The regression results are displayed in Table 2. The ordered dependent variable is the secondary school track at age 14, with categories (in that order) Hauptschule, Realschule and Gymnasium. A positive regression coefficient means that an increase in the corresponding regressors increases the probability of attending Gymnasium and reduces the probability of attending Hauptschule. The direction of the effect on the middle category is ambiguous – it depends on the other regression coefficients as well as on the values of the regressors. While it would be possible to compute the correct marginal probability effects for all three categories, we for simplicity concentrate in our discussion on the signs – i.e. the direction of the change in the probability of attending Gymnasium – significance and relative magnitudes of the coefficients.

We estimated the three different models mentioned in section 2. Apart from a set of time dummy variables and seven federal state dummies, common to all three models, the first specification only includes three additional indicator variables describing the family structure: single motherhood during early childhood only, single motherhood during late childhood only and single motherhood during both early and late childhood. In the second specification we added controls for selection on observables: education and age of the mother and an indicator for foreign household head. The third specification includes the main resource variables, namely income, time spent working plus the family size, birth order and the child's gender.

From a statistical point of view, Model (3) is the preferred model: a likelihood ratio test of Model (2) against Model (1) has a test statistic of 156 with $p$-value of 0; A likelihood ratio test of Model (3) against Model (2) has a test statistic of 110, again with $p$-value of 0. Nevertheless, we will consider the two other models in turn first, mainly, because the changes to the estimated single motherhood coefficients across the three models can tell us something about the nature of the linkage between single motherhood and children's educational attainment.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Table 2*

**Ordered Probit Regression Results ($N$ = 704)**

| Variable | Model 1 | Model 2 | Model 3 |
|---|---|---|---|
| *Single mother, Child age 0–6* | –0.313<br>(0.278) | –0.249<br>(0.298) | –0.125<br>(0.306) |
| *Single mother, Child age 7–14* | –0.028<br>(0.180) | –0.297<br>(0.191) | –0.150<br>(0.203) |
| *Single mother, Child age 0–14* | –0.415*<br>(0.208) | –0.511*<br>(0.213) | 0.129<br>(0.254) |
| *Mother's education: School* | | 0.706**<br>(0.192) | 0.568**<br>(0.199) |
| *Mother's education: Apprenticeship* | | 1.123**<br>(0.195) | 0.717**<br>(0.205) |
| *Mother's education: Tertiary* | | 2.336**<br>(0.296) | 1.672**<br>(0.314) |
| *Foreigner HH* | | –0.275*<br>(0.118) | –0.063<br>(0.124) |
| *Mother's age at birth* | | 0.036**<br>(0.009) | 0.045**<br>(0.012) |
| *Log Income*[1], *Child age 0–6* | | | 0.452*<br>(0.214) |
| *Log Income*[1], *Child age 7–14* | | | 0.988**<br>(0.225) |
| *Work*[2], *Child age 0–6* | | | –0.048*<br>(0.022) |
| *Work*[2], *Child age 7–14* | | | –0.033<br>(0.022) |
| *Log avg # of persons in HH, Child age 0–6* | | | 0.275<br>(0.211) |
| *Log avg # of persons in HH, Child age 7–14* | | | –0.071<br>(0.295) |
| *Child is female* | | | –0.140<br>(0.093) |
| *Birth order* | | | –0.287**<br>(0.075) |
| *Log-likelihood* | –760.9 | –682.9 | –628.3 |
| $\chi^2$ | 15.4 | 171.4 | 280.6 |

Notes: Standard errors in parentheses.
Significance levels: * 5 percent, ** 1 percent.
All models include seven time dummies, seven state dummies and two cut points.
1: log average equivalence income per capita.
2: average hours per working day.

From Model (1) we can answer the first two questions raised in this paper. Is there an effect of single motherhood on children's educational attainment and if yes, is this effect childhood stage dependent? The regression results show that chil-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dren who spent both childhood periods with a single mother are significantly (at the five percent level of significance) less likely to attend Gymnasium than children from intact families. We can therefore answer the first research question with a „yes". But is this effect stage dependent? The point estimate for the early childhood only group is similar to the children who spent both childhood stages in single motherhood, although the standard error is now larger and the hypothesis of no effect cannot be rejected. Children with a single mother episode only in later childhood are practically identical to children from intact families with respect to school track. The second research question has therefore an inconclusive answer. Based on point estimates, the early childhood effect is larger.

As we move to Model (2), we see that there is indeed a very strong transmission of educational attainment from mother to child. The coefficient of „mother has a tertiary education" is very large. Statistically significant positive effects on the probability of attending Gymnasium are also observed for the mother's age and for living in a non-foreign household. Interestingly, these selection variables cannot explain away the single motherhood effect. To the contrary, the effect of having lived in single mother household during both childhood periods has now a larger negative effect on the probability of Gymnasium and the $t$-statistic increases to 2.4.

Now consider the results for Model (3), our preferred specification. The main additional variables of interest are the resource variables, i.e. the childhood period specific average household income and the mother's working hours. This model answers our third research question: What are the channels through which single motherhood affects children's educational attainment? The effects are as expected: the probability of attending Gymnasium depends positively on income. The effect is significant for both periods but, as already reported by Jenkins and Schluter (2002), larger for the later period. On the other hand, a child's educational attainment is negatively affected by the mother's working hours during childhood. Here, the time pattern is opposite to the one for income: working during early childhood matters more. The later childhood coefficient is smaller by about one third, and only marginally significant (the $p$-value is 6.8 percent for a one-sided test). Finally and importantly, all three coefficients of the family structure variables are very close to zero and statistically insignificant in this extended model. Therefore, we find as conjectured that the observed correlation between single motherhood and secondary school track is mostly attributable to the resources effect. According to the evidence in our data, both selection and psychological effects play subordinate roles only.

## V. Conclusions

This paper examines the effect of family structure – defined as single motherhood – on children's secondary school track choice at the age of 14 in Germany, using data from the *German Socio-Economic Panel* and ordered probit regression models. An innovative aspect of the paper is that these effects are investigated



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

separately for two childhood periods, namely early childhood, between zero and six years and late childhood, between seven and 14 years.

There are three main findings. First, the observed correlation between single motherhood and secondary school track is mostly attributable to the resources effect. When controlling for household income and mother's labor force participation, the estimated coefficients for the variable „single mother" become insignificant for both childhood periods. The lower educational attainment of children growing up in single mother households appear therefore to be due to the diminished resources associated with single motherhood. Second, there is no systematic evidence that resources during early childhood are more important than resources during later childhood: while this is the case for mother's working hours, the opposite holds for income. Third and finally, as in previous related research, the single most important explanatory factor for secondary school track choice is mother's educational background.

## References

*Björklund,* A. / *Sundström,* M. (2005): Parental Separation and Children's Educational Attainment: A Siblings Analysis on Swedish Register Data, Economica, forthcoming.

*Bogges,* S. (1998): Family structure, economic status, and educational attainment, Journal of Population Economics, 11, S. 205 – 222.

*Buechel,* F. / *Frick,* J. / *Krause,* P. / *Wagner,* G. (2001): The Impact of Poverty on Children's School Attendance: Evidence for West Germany. In: Vleminckx, K. / Smeeding T. (Eds.): Child Well-Being, Child Poverty and Child Policy in Modern Nations. What Do We Know? The Policy Press. Bristol.

*Buhmann,* B. / *Rainwater,* L. / *Schmaus,* G. / *Smeeding,* T. M. (1988): Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using The Luxembourg Income Study (LIS) Database, Review of Income and Wealth, 34, S. 115 – 142.

*Burkhauser,* R. V. / *Butrica,* B. A. / *Daly,* M. C. / *Lillard,* D. R. (2001): The Cross-National Equivalent File: A product of cross-national research. In: Becker, I. / Ott, N. / Rolf, G. (Hrsg.): Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft. Festschrift für Richard Hauser zum 65. Geburtstag, Frankfurt am Main / New York: Campus, S. 354 – 376

*Coleman,* J. S. (1988): Social Capital in the Creation of Human Capital, The American Journal of Sociology, 94 Supplement, S. 95 – 120.

*Couch,* K. A. / *Dunn,* T. A. (1997): Intergenerational correlations in labor market status: a comparison of the United States and Germany, Journal of Human Resources 32, S. 210 – 232.

*De Galdeano,* A. S. / *Vuri,* D. (2004): Does Parental Divorce Affect Adolescent's Cognitive Development? Evidence from Longitudinal Data, IZA Discussion Paper, 1206.

*Dronkers,* J. (1994): The Changing Effects of Lone Parent Families on the Educational Attainment of their Children in a European Welfare State, Sociology, 28(1), S. 171 – 191.

*Dustmann,* C. (2004): Parental background, secondary school track choice, and wages, Oxford Economic Papers, 56, S. 209 – 230.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Ermisch,* J. F. / *Francesconi,* M. (2001a): Family Matters: Impact of Family Background on Educational Attainments, Economica, 68, S. 137 – 156.

*Ermisch,* J. F. / *Francesconi,* M. (2001b): Family structure and children's achievements, Journal of Population Economics, 14, S. 249 – 270.

*Ermisch,* J. F. / *Francesconi,* M. (2002): The Effect of Parent's Employment on Children's Educational Attainment, ISER Working Paper, 2002 – 21.

*Fronstin,* P. / *Greenberg,* D. H. / *Robins,* P. K. (2001): Parental disruption and the labour market performance of children when they reach adulthood, Journal of Population Economics, 14, S. 137 – 172.

*Ginther,* D. K. / *Pollak,* R. A. (2000): Does Family Structure Affect Children's Educational Outcomes? Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper, 13a.

*Gransky,* S. (1995): The Effect of Family Structure on Educational Attainment: Do the Effects Vary by the Age of the Child? American Journal of Economics and Sociology, 54(1).

*Greene,* W. H. (1997): Econometrics Analysis. Prentice-Hall, Inc., New Jersey.

*Gruber,* J. (2005): Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long Run Implications of Unilateral Divorce, Journal of Labor Economics, forthcoming.

*Haisken-DeNew,* J. P. / *Frick,* J. R. (2002): Desktop Companion the German Socio-Economic Panel Study, DIW Berlin.

*Haveman,* R. / *Wolfe,* B. (1995): The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings, Journal of Economic Literature, 33(4), S. 1829 – 1878.

*Jenkins,* S. P. / *Schluter,* C. (2002): The Effect of Family Income During Childhood on Later-Life Attainment: Evidence from Germany, IZA Discussion Paper, 604.

*Piketty,* T. (2003): The Impact of divorce on School Performance: Evidence from France, 1968 – 2002, CEPR Discussion Paper, 4146.

*Schneider,* Th. (2004): The Influence of Parental Income on School Choice, DIW Discussion Paper, 446.

*Seltzer,* J.A. (1994): Consequences of Marital Dissolution for Children, Annual Review of Sociology, 20, S. 235 – 266.

*Statistisches Bundesamt* (2004): Leben und Arbeiten in Deutschland – Ergebnisse des Mikrozensus 2003, Wiesbaden.

*Tillmann,* K.-J. / *Meier,* U. (2003): Familienstrukturen, Bildungslaufbahnen und Kompetenzerwerb, Chapter 12 in: Baumert, J. et al. (Eds.): Pisa 2000 – Ein differenzierter Blick auf die Länder in der Bundesrepublik Deutschland. Opladen: Leske and Budrich.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## Appendix: Variable Definitions

| Variable | Definition |
|---|---|
| *School* | Secondary school type when child is 14 years old, either Hauptschule (0), Realschule (1) or Gymnasium (2). |
| *Single mother* | Dummy variable that equals to 1 if the child ever lived in a single mother household during the respective childhood period and 0 otherwise. |
| *Log avg # of persons in HH* | Natural logarithm of the average number of persons living in the household during the respective childhood period. |
| *Child is female* | Dummy variable that equals to 1 if the child is female and 0 otherwise. |
| *Foreigner HH* | Dummy variable that equals to 1 if the child lives in a household with a foreign household head and 0 otherwise. |
| *Mother's age at birth* | Age of mother at child's birth. |
| *Birth order* | Constructed, assigning the number 1 to the first born child, number 2 to the second born child and so on. |
| *Mother's highest education* | Highest educational degree achieved by the mother: no degree (reference category), a school degree, completed an apprenticeship or a tertiary education. |
| *Income* | Equivalence income per capita after taxes and government transfers in 10000 DM deflated to 1995 using the annual average CPI published by the Federal Statistical Office Germany. The first adult in a family is weighted by 1, each additional adult by 0.7 and each child by 0.5. |
| *Work* | Mother's average working hours per working day during the respective childhood period. |

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Gibt es einen Privatschuleffekt?

## Ergebnisse eines Schulleistungsvergleichs auf der Basis von Daten aus PISA-E

Von *Manfred Weiß,* Frankfurt und *Corinna Preuschoff,* Boston

## I. Einleitung

Die bildungsökonomische Forschung hat sich in den letzten Jahren, insbesondere im Gefolge der großen internationalen Schulleistungsstudien (TIMSS, PISA), verstärkt in die wissenschaftliche und politische Diskussion über Möglichkeiten der Qualitätsverbesserung im Schulbereich eingeschaltet. Als besonders aussichtsreicher strategischer Ansatzpunkt werden dabei Veränderungen der institutionellen Rahmenbedingungen herausgestellt, denen eine Überlegenheit gegenüber ressourcenbezogenen Strategien attestiert wird (vgl. z. B. *Wößmann* 2004). Ins Auge gefasst wird dabei auch eine stärkere Verlagerung der Leistungserstellung in den Nonprofit-Sektor: der Ausbau des Privatschulangebots. Erwartet werden davon nachhaltige Qualitätsverbesserungen im Schulbereich durch zwei Effekte: die größere Leistungswirksamkeit von Schulen in privater Trägerschaft und den durch sie induzierten leistungsfördernden Wettbewerb im öffentlichen Schulwesen. In diesem Beitrag geht es um den ersten Aspekt. Thematisiert wird die Frage, inwieweit sich im Vergleich staatlicher und privater Schulen ein Effektivitätsvorteil für Anbieter des Nonprofit-Sektors empirisch nachweisen lässt, der als Privatschuleffekt interpretiert werden kann.

Dabei lassen sich zwei Effekt-Typen unterscheiden (in Anlehnung an *Willms/Raudenbush* 1989): ein um individuelle Schülermerkmale bereinigter Effekt (Typ A-Effekt) und ein sowohl um individuelle als auch aggregierte Schülermerkmale bereinigter Effekt (Typ B-Effekt). Für Eltern ist es rational, ihre Schulwahlentscheidungen am Typ A-Effekt zu orientieren – für sie ist es irrelevant, ob ihre Kinder treatmentbedingt (aufgrund einer „besseren" Pädagogik) oder selektionsbedingt (aufgrund besserer Mitschüler) einen Leistungsvorteil erzielen. Für einen institutionellen Effektivitätsvergleich ist dagegen nur der zweite Effekt-Typ aussagekräftig. Von einem Privatschuleffekt kann danach nur gesprochen werden, wenn ein signifikanter Leistungsvorteil nach (zusätzlicher) Kontrolle des Einflusses (selektionsbedingter) Unterschiede in der Schülerzusammensetzung – den Fähigkeiten der Schüler, ihrem soziökonomischen Hintergrund und anderen Familienmerkmalen – bestehen bleibt. Viele komparative Schulleistungsstudien erheben

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zwar den Anspruch, die relative institutionelle Performanz zu ermitteln, berechnen dabei aber nur einen Typ A-Effekt und liefern damit verzerrte, den Privatschulsektor meist privilegierende Schätzungen (vgl. dazu *OECD* 2004, S. 288, Abb. 5.18).

Für die Existenz eines Privatschuleffekts finden sich in der Forschungsliteratur verschiedene Begründungen:

- Die besondere Wettbewerbssituation im Privatschulsektor zwinge die Schulen zu größerer Innovationsbereitschaft und zur Erfüllung anspruchsvollerer Leistungsstandards;
- der höhere Autonomiegrad der Privatschulen sichere ihnen über positive motivationale Effekte sowie einen Informations- und Expertisevorsprung der schulischen Akteure Effektivitätsvorteile;
- Selektivität und Selbstselektivität begünstigten bei Privatschulen die Entstehung von leistungsfördernden Lernmilieus und „Wertgemeinschaften", was sich positiv auf Leistungsniveau und Schulklima auswirke;
- Privatschulen gelinge es besser als staatlichen Schulen, „soziales Kapital" als institutionelle Handlungsressource zu mobilisieren und leistungswirksam zu nutzen;
- engere Principal-Agent-Beziehungen sowie die gezielte Schulwahl sorgten für ein präferenzgerechteres Bildungsangebot und eine größere Schulzufriedenheit bei Eltern und Schülern.

Um eine empirische Fundierung hat sich in der Vergangenheit insbesondere die Bildungsforschung in den USA bemüht (*Coleman* et al. 1982; *Coleman/Hoffer* 1987; *Chubb/Moe* 1990). Während in den Arbeiten von Coleman und Mitarbeitern vor allem die besondere Ausstattung katholischer Privatschulen mit „Sozialkapital" als leistungsförderndes Spezifikum herausgestellt wird, verweist die Studie von Chubb/Moe auf die Bedeutung differenter Steuerungsregime im staatlichen und privaten Sektor für Organisationseffektivität und Leistungswirksamkeit von Schulen. Autonomie und Wettbewerb sind danach die beiden konstitutiven Merkmale leistungsfähiger Schulsysteme, Merkmale, die für das Steuerungsregime im Privatschulsektor charakteristisch sind.

Verschiedene neuere komparative Schulleistungsstudien nutzen die Möglichkeit, Hypothesen zur Existenz eines Privatschuleffekts auf der Basis der aus internationalen Large-Scale-Assessment Untersuchungen vorliegenden Daten zu überprüfen. Besondere Erwähnung verdienen die Studien von *Somers/McEwan/Willms* (2004), *Dronkers/Robert* (2003) und *Vandenberghe* (2003) (vgl. im Einzelnen Tabelle 1).

Aus den Untersuchungen lassen sich zwei Schlussfolgerungen ziehen. Erstens: Die ermittelten Metaeffekte liefern keine Hinweise auf einen bedeutsamen komparativen Leistungsvorteil von Privatschulen. Zweitens: Beim Ländervergleich zeigt sich, dass die Effektstärke erheblich differiert und sich zum Teil auch die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Effektrichtung ändert, d. h. das Merkmal „private Trägerschaft" mit niedrigeren Leistungsmittelwerten einhergeht. Dieser Befunde verweisen auf eine hohe Kontextabhängigkeit der Ergebnisse. Sie lässt es sinnvoll erscheinen, Schulleistungsvergleiche auf nationaler Ebene vorzunehmen, um den institutionellen Besonderheiten eines Landes angemessen Rechnung tragen zu können. Dazu zählen etwa die Organisation des Schulsystems, die Rolle und Größe des Privatschulsektors sowie die Finanzierungs- und Regulierungsmodalitäten. Beim internationalen Vergleich von Privatschulsystemen zeigen sich diesbezüglich erhebliche Unterschiede (vgl. *Eurydice* 2000).

*Tabelle 1*

**Neuere komparative Schulleistungsstudien**

| | *Somers/McEwan/ Wilms* (2004) | *Dronkers/ Robert* (2003) | *Vandenberghe* (2003) |
|---|---|---|---|
| Datenbasis | Repräsentative Stichprobe aus zehn lateinamerikanischen Ländern (Dritt- und Viertklässler) | PISA 2000 (15-Jährige) | PISA 2000 (15-Jährige) |
| Leistungsdomäne | Sprachbeherrschung (Muttersprache), Mathematik | Lesen, Mathematik | Lesen |
| Methode | Mehrebenenanalyse, Kontrolle von Kompositionseffekten | Mehrebenenanalyse, Kontrolle von Kompositionseffekten, nur Metaeffekte | Propensity-Score-Matching |
| Ergebnis | Bezogen auf die Gesamtstichprobe ist der Privatschuleffekt 0 – mit einer Varianz von –0.2 bis 0.2 Standardabweichungen | Staatsunabhängige Privatschulen weisen keinen Leistungsvorteil gegenüber staatlichen Schulen auf; ein schwach signifikanter geringer Effekt (5 Punkte) zugunsten staatsabhängiger Privatschulen im Lesen; kein Effekt in Mathematik | Kein systematischer, überregional gültiger Privatschuleffekt |

In diesen Unterschieden manifestieren sich differente wohlfahrtsstaatliche Konzepte mit je spezifischen Ausgestaltungen des Nonprofit-Sektors in öffentlichen Aufgabenbereichen (vgl. *Anheier/Salamon* 1997). Das deutsche Privatschulsystem lässt sich danach als korporatistisches Modell charakterisieren, d. h. private Bildungseinrichtungen (genauer: „Ersatzschulen") sind integraler Bestandteil des staatlichen Schulwesens und werden zu einem erheblichen Teil staatlich finanziert

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

und kontrolliert. Dieses Modell ist in Artikel 7 des Grundgesetzes festgelegt[1]. Dem steht als Antipode das liberale Modell des Nonprofit-Sektors gegenüber, wie es z. B. in den USA anzutreffen ist. Es gewährt Privatschulen einen hohen Autonomiegrad: Sie unterliegen kaum staatlicher Regulierung und Kontrolle und sind zugleich zu einem erheblichen Teil auf private Finanzierungsquellen angewiesen.

## II. Datenbasis

Unter den rund 1.500 in PISA-E gezogenen Schulen befinden sich 36 Schulen in freier Trägerschaft (keine Waldorfschulen), darunter 14 Realschulen und 18 Gymnasien. Wegen zu geringer Fallzahlen werden die privaten Hauptschulen ($N = 2$) und die privaten Schulen mit mehreren Bildungsgängen ($N = 2$) aus der Untersuchung ausgeschlossen. In PISA-E ist aus der (stratifizierten) Stichprobe von Schulen eine Zufallsstichprobe von 28 15-jährigen und 10 nicht 15-jährigen Neuntklässlern je Schule (Ausnahme: Berufsschulen und Integrierte Gesamtschulen) gezogen worden (vgl. im Einzelnen Deutsches PISA-Konsortium 2003, S. 22–26). Tabelle 2 gibt einen differenzierten Überblick über die Schülerstichprobe der vorliegenden Untersuchungen.

*Tabelle 2*

**Schülerzahlen der staatlichen und privaten Stichprobenschulen nach Schulformen und Testfächern**

| | | Lesekompetenz | Mathematische Grundbildung | Naturwissenschaftliche Grundbildung |
|---|---|---|---|---|
| Realschulen | Staatlich | 3072 | 1702 | 1708 |
| | Privat | 348 | 200 | 190 |
| Gymnasien | Staatlich | 5545 | 3079 | 2766 |
| | Privat | 430 | 240 | 222 |

Die Rechtsform / Trägerschaft (staatlich / privat) ist in PISA 2000 kein Stratifizierungskriterium bei der Stichprobenziehung gewesen; eine Übertragung der Ergebnisse auf die Grundgesamtheit ist deshalb nicht möglich. Da es hier vor allem darum geht, die durch die Rechtsform / Trägerschaft indikatorisierten institutionellen Unterschiede in ihrer Bedeutung für Schülerleistungen zu untersuchen, ist

[1] In Artikel 7 Absatz 4 des Grundgesetzes heißt es: „Das Recht zur Errichtung von privaten Schulen wird gewährleistet. Private Schulen als Ersatz für öffentliche Schulen bedürfen der Genehmigung des Staates und unterstehen den Landesgesetzen. Die Genehmigung ist zu erteilen, wenn die privaten Schulen in ihren Lehrzielen und Einrichtungen sowie in der wissenschaftlichen Ausbildung ihrer Lehrkräfte nicht hinter den öffentlichen Schulen zurückstehen und eine Sonderung der Schüler nach den Besitzverhältnissen der Eltern nicht gefördert wird. Die Genehmigung ist zu versagen, wenn die wirtschaftliche und rechtliche Stellung der Lehrkräfte nicht genügend gesichert ist".

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

es methodisch sinnvoll, Vergleichbarkeit der Privatschulstichprobe und der Stichprobe der staatlichen Schulen bei wichtigen anderen Leistungsprädiktoren herzustellen. Dem wird durch die Anwendung eines Matching-Ansatzes entsprochen: Die Schülerinnen und Schüler der Privatschulen werden als Treatmentgruppe definiert, deren Leistungen mit denen *vergleichbarer* Schülerinnen und Schüler der staatlichen Schulen (Kontrollgruppe) verglichen werden.

## III. Die Methode – Propensity Score Matching

Das nicht-parametrische Verfahren *Propensity Score Matching* wurde von *Rosenbaum* und *Rubin* (1985) entwickelt. Das Matching wird auf der Basis eines eindimensionalen Abstandsmaßes durchgeführt, dem so genannten *Propensity Score,* definiert als $p(X_i) \sim Pr(Priv_i = 1 \mid X_i)$. Individuen mit dem gleichen *Propensity Score* haben die gleiche Verteilung in den Kovariaten (Matching-Faktoren) und somit die gleiche Wahrscheinlichkeit, eine Privatschule statt einer staatlichen Schule zu besuchen.

Im Unterschied zu anderen Matching-Verfahren erlaubt das *Propensity-Score-Matching* eine erheblich vereinfachte Zuordnung vergleichbarer Schüler, da nur die Ähnlichkeit der eindimensionalen Maßzahl anstelle aller relevanter Merkmale überprüft werden muss. Für die Zuordnung kommen verschiedene Verfahren in Betracht, je nachdem, wie viele Personen aus der Kontrollgruppe berücksichtigt werden und welche Abweichung man zwischen den Mitgliedern der Treatment- und der Kontrollgruppe toleriert (vgl. z. B. *Caliendo/Kopeinig* 2005). Das hier gewählte *Kernel Matching* zeichnet sich dadurch aus, dass die gesamte Schülerstichprobe beim Matching genutzt wird und die Matchingpartner entsprechend ihrer Ähnlichkeit gewichtet werden.

Das Matching erfolgt auf der Basis von Variablen, die in der einschlägigen Forschungsliteratur als die wichtigsten Schulleistungs-Prädiktoren genannt werden (vgl. z. B. *Helmke/Weinert* 1997): der sozioökonomische Status der Eltern (International Socio-economic Index – ISEI), die kognitiven Grundfähigkeiten (Punktzahl in einem kognitiven Fähigkeitstest) und der Migrationshintergrund der Schüler (Eltern beide im Ausland geboren). Diese drei Variablen gehen nicht nur als Individualmerkmale, sondern – im Blick auf die Eliminierung von Typ B-Effekten – zusätzlich als Aggregatmerkmale (aggregierte Schulmittelwerte) in die Berechnung ein. Wegen bestehender domänenspezifischer Geschlechterunterschiede in den Leistungen (vgl. *Stanat/Kunter* 2001) wird zudem das Merkmal „Geschlecht" beim Matching berücksichtigt, allerdings nicht als Aggregatmerkmal, da die deutlich höheren Mädchenanteile bzw. die Existenz reiner Mädchenschulen bei den privaten Realschulen und Gymnasien ein Matching ausschließen (vgl. Tabelle 3). Um regionale Unterschiede zu kontrollieren, werden die Bundesländer als Dummy-Variablen im Matching berücksichtigt. Bundesländer, in denen keine Privatschulen gezogen wurden, sind aus der Analyse ausgeschlossen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Es werden immer zwei Effektschätzer berichtet: erstens der Effekt vor Kontrolle leistungsrelevanter Faktoren („unmatched") und zweitens der Effekt, den der Privatschulbesuch auf die Schüler hat, die tatsächlich eine Privatschule besuchen („average treatment effect on the treated" – ATT-Effekt)[2].

## IV. Schülerzusammensetzung

Unterschiedliche Leistungsergebnisse zwischen staatlichen und privaten Schulen lassen sich unter Umständen durch eine abweichende Schülerzusammensetzung (Typ B-Effekt) erklären. Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Struktur der Schülerpopulationen im staatlichen und privaten Sektor hinsichtlich wichtiger Kompositionsmerkmale.

*Tabelle 3*

**Unterschiede zwischen staatlichen und privaten Schulen bei Merkmalen der Schülerzusammensetzung**

| | | KFT[1] | ISEI[2] | Migranten-anteil | Mädchen-anteil |
|---|---|---|---|---|---|
| Realschulen | Staatlich | 50 (0,1) | 49(0,2) | 14 (0,2) | 50 (0,2) |
| | Privat | 52 (0,4) | 50 (0,7) | 8 (0,4) | 71 (1,4) |
| Gymnasien | Staatlich | 58 (0,2) | 58 (0,3) | 7 (0,1) | 55 (0,2) |
| | Privat | 61 (0,7) | 59 (0,1) | 7 (0,1) | 67 (1,0) |

[1] Punktzahl im kognitiven Fähigkeitstest.
[2] Sozioökonomischer Hintergund (International Socioeconomic Index).

Die Schülerschaft der Privatschulen weist etwas höhere durchschnittliche Werte bei den kognitiven Grundfähigkeiten und dem durchschnittlichen sozioökonomischen Status der Eltern auf als die Schülerschaft der staatlichen Schulen der gleichen Schulform. Beim Migrantenanteil zeigt sich nur im Falle der Realschulen ein Unterschied. Deutlich fällt die Differenz beim Mädchenanteil aus: Einem Anteil von 50 % an den staatlichen Realschulen und von 55 % an den staatlichen Gymnasien steht an den Privatschulen ein Anteil von 71 % bzw. 67 % gegenüber.

[2] Auf die Berechnung des als „average treatment on the untreated" (ATU) bezeichneten Schätzers, d. h. des Effekts, den der Privatschulbesuch auf die Schüler hätte, die eine staatliche Schule besuchen, wird hier wegen der zu kleinen Stichprobengröße der Treatmentgruppe verzichtet.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## Verteilung nach Klassenstufen

Aus den Tabellen 4 und 5 wird deutlich, dass der Anteil der 15-Jährigen der privaten Schulen in der Klassenstufe 10 für beide Schulformen höher als bei den staatlichen Schulen ausfällt.

*Tabelle 4*

**Verteilung der 15-Jährigen nach Klassenstufen – Realschulen**

| Klassen-stufe | Insgesamt | | Jungen | | Mädchen | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| 6, 7, 8 | 17 % | 12 % | 20 % | 14 % | 15 % | 11 % |
| 9 | 62 % | 59 % | 63 % | 62 % | 60 % | 57 % |
| 10 | 21 % | 29 % | 17 % | 24 % | 25 % | 32 % |

Realschulen insgesamt: $X^2 = 17{,}846$ $df = 3$ $p \leq .001$.
Realschulen Jungen: $X^2 = 4{,}460$ $df = 3$ $p \leq .005$.
Realschulen Mädchen: $X^2 = 8{,}087$ $df = 3$ $p \leq .005$.

*Tabelle 5*

**Verteilung der 15-jährigen nach Klassenstufen – Gymnasien**

| Klassen-stufe | Insgesamt | | Jungen | | Mädchen | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| 6, 7, 8 | 6 % | 5 % | 6 % | 4 % | 5 % | 6 % |
| 9 | 65 % | 62 % | 66 % | 66 % | 65 % | 59 % |
| 10 | 29 % | 33 % | 28 % | 29 % | 30 % | 35 % |

Gymnasien insgesamt: $X^2 = 2{,}921$ $df = 3$ $p \leq .005$.
Gymnasien Jungen: $X^2 = 1{,}149$ $df = 3$ $p \leq .005$.
Gymnasien Mädchen: $X^2 = 3{,}804$ $df = 3$ $p \leq .005$.

Während 29 % der 15-Jährigen der privaten Realschulen bereits die zehnte Klasse besuchen, sind es an den staatlichen Schulen nur 21 %. Gleichzeitig ist der Anteil der 15-Jährigen, die sich noch in den Klassenstufen 6,7 oder 8 befinden, an den privaten Realschulen geringer. Vergleicht man die privaten und staatlichen Gymnasien, ist dieser Anteil ungefähr gleich, um vier Prozentpunkte höher fällt dagegen auch hier der Anteil der 15-Jährigen aus, die sich bereits in der zehnten Klasse befinden. Wie die Differenzierung nach Geschlecht zeigt, können die Unterschiede in der Verteilung auf die Klassenstufen nicht allein auf den höheren Mädchenanteil der Privatschulen zurückgeführt werden. Auch bei den Jungen fällt der Anteil der 15-Jährigen in der zehnten Klasse bei den Privatschulen höher aus. Sollte sich ein Privatschuleffekt bei den Leistungen der 15-Jährigen zeigen, könnte dies damit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zusammenhängen, dass sich in den Privatschulen ein höherer Anteil der 15-Jährigen bereits in der zehnten Klasse befindet. Im Blick auf diese Möglichkeit wird das *Propensity Score Matching* zusätzlich nur für Neuntklässler durchgeführt.

## V. Leistungsvergleich

### 1. Realschulen

*Tabelle 6*

**Leistungsunterschiede zwischen Schülerinnen und Schülern staatlicher und privater Realschulen vor und nach dem Matching**

| | | 15-Jährige | | | | 9.-Klässler | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Unmatched | | ATT | | Unmatched | | ATT | |
| Lese-kompetenz | Controls | 505 ($N$ = 3072 | 21* | 520 | 6* | 503 ($N$ = 1915) | 10* | 515 | –2 |
| | Treated | 526 ($N$ = 348) | | 526 | | 513 (N=206) | | 513 | |
| Mathematik | Controls | 510 ($N$ = 1702) | 14* | 522 | 2 | 510 ($N$ = 1066) | 4 | 520 | –7* |
| | Treated | 524 ($N$ = 200) | | 524 | | 514 ($N$ = 116) | | 513 | |
| Naturwissen-schaften | Controls | 499 ($N$ = 1708) | 23* | 511 | 11* | 499 ($N$ = 1070) | 13* | 506 | 6 |
| | Treated | 523 ($N$ = 190) | | 523 | | 512 ($N$ = 110) | | 512 | |

Beim Vergleich der Leistungsergebnisse der 15-Jährigen der staatlichen und privaten Realschulen vor dem Matching zeigt sich, dass die mittleren Leistungen der Privatschüler in allen drei Testfächern signifikant höher ausfallen. Im Lesen beträgt der Leistungsvorteil 21 Punkte, in Mathematik 14 Punkte und in den Naturwissenschaften 23 Punkte. Werden die Privatschüler mit vergleichbaren Schülern der staatlichen Schulen verglichen, beträgt der Leistungsvorteil im Lesen nur noch 6 Punkte. Dieser Effekt zugunsten der privaten Realschulen kann zufallskritisch abgesichert werden. In Mathematik erreichen die Schüler der privaten Realschulen im Mittel nur einen insignifikant höheren Punktwert als vergleichbare Schüler der staatlichen Realschulen. In den Naturwissenschaften bleibt ein deutlicher Privatschuleffekt von 11 Punkten auch nach dem Matching bestehen.

Vergleicht man die Leistungsmittelwerte in den drei Testfächern differenziert nach *Geschlecht,* so zeigt sich, dass der in den Naturwissenschaften festgestellte Leistungsvorteil der privaten Realschulen nur für die Mädchen nachweisbar ist.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bei der Lesekompetenz sind die nach Geschlecht differenzierten Leistungsunterschiede zwischen den 15-Jährigen der staatlichen und privaten Schulen nicht mehr signifikant. In Mathematik deutet sich ein Leistungsnachteil für Jungen der privaten Realschulen an. Es scheinen demnach ausschließlich Mädchen vom Besuch der privaten Realschulen zu profitieren[3].

Beschränkt man den Leistungsvergleich auf die *Neuntklässler,* erzielen die Schüler der privaten Realschulen keine signifikant besseren Ergebnisse als vergleichbare Schüler der staatlichen Realschulen. In Mathematik fällt der Mittelwert der Privatschüler sogar signifikant um 7 Punkte niedriger aus. Offenbar hängt der Leistungsvorteil der privaten Realschulen im Lesen und in den Naturwissenschaften im Wesentlichen damit zusammen, dass die 15-Jährigen häufiger bereits die zehnte Klasse besuchen. Dadurch entsteht aber offensichtlich nur den Mädchen ein Leistungsvorteil.

## 2. Gymnasien

*Tabelle 7*

**Leistungsunterschiede zwischen Schülerinnen und Schülern staatlicher und privater Gymnasien vor und nach dem Matching**

| | | 15-Jährige | | | | 9.-Klässler | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Unmatched | | ATT | | Unmatched | | ATT | |
| Lese-kompetenz | Controls | 582 ($N$ = 5545) | 8* | 587 | 3 | 575 ($N$ = 3620) | 8* | 578 | 5* |
| | Treated | 590 ($N$ = 430) | | 590 | | 583 ($N$ = 270) | | 583 | |
| Mathematik | Controls | 583 ($N$ = 3079) | –6* | 582 | –5* | 574 ($N$ = 2000) | –6 | 573 | –5 |
| | Treated | 577 ($N$ = 240) | | 576 | | 568 ($N$ = 152) | | 568 | |
| Naturwissen-schaften | Controls | 581 ($N$ = 3077) | –5 | 582 | –6* | 575 ($N$ = 2000) | –3 | 576 | –4 |
| | Treated | 576 ($N$ = 234) | | 576 | | 572 ($N$ = 150) | | 572 | |

[3] An anderer Stelle (*Weiß / Preuschoff* 2004) konnte gezeigt werden, dass die Mädchen der nicht-koedukativen Realschulen einen besonders großen Leistungsvorsprung aufweisen. Diese Schulen erreichen zum Teil das Leistungsniveau eines durchschnittlichen staatlichen Gymnasiums der Gesamtstichprobe. Die zunächst nahe liegende Vermutung eines – etwa dem nicht-koedukativen Unterricht zurechenbaren – positiven Kompositionseffekts findet durch die für die privaten Gymnasien gefundenen Ergebnisse keine Bestätigung: Anders als die Mädchenrealschulen sind die Mädchengymnasien leistungsmäßig unauffällig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die privaten Gymnasien weisen gegenüber den staatlichen Gymnasien vor dem Matching nur einen signifikanten Leistungsvorsprung von 8 Punkten im Lesen auf. Dem steht ein signifikanter Leistungsnachteil von 6 Punkten in Mathematik gegenüber. In den Naturwissenschaften sind keine zufallskritisch abzusichernden Leistungsunterschiede festzustellen. Werden Schüler der privaten Gymnasien mit vergleichbaren Schülern der staatlichen Gymnasien verglichen, bleibt nur ein nicht signifikanter schwacher Effekt in der Lesekompetenz bestehen. In Mathematik und in den Naturwissenschaften liegen die Mittelwerte der Schüler der staatlichen Gymnasien signifikant höher als die der Schüler der privaten Gymnasien.

Anders als bei den Realschulen können beim Vergleich der staatlichen und privaten Gymnasien keine unterschiedlichen Effekte bei der nach Geschlecht differenzierten Auswertung festgestellt werden. Beim Leistungsvergleich von Neuntklässlern zeigt sich ein signifikanter Leistungsvorteil von 5 Punkten für die privaten Gymnasien im Lesen. In Mathematik und in den Naturwissenschaften fallen die Mittelwerte der Neuntklässler der staatlichen Gymnasien höher aus. Dieser Leistungsvorteil lässt sich jedoch nicht zufallskritisch absichern.

## VI. Interpretation der Ergebnisse

Die insgesamt geringen Leistungsunterschiede zwischen 15-Jährigen der staatlichen und privaten Schulen, insbesondere der staatlichen und privaten Gymnasien, werfen die Frage auf, ob dieses Ergebnis mit einer relativen Invarianz bei jenen Faktoren zusammenhängt, denen zur Begründung von Leistungsunterschieden zwischen Schulen in staatlicher und privater Trägerschaft in der Forschungsliteratur besondere Bedeutung beigemessen wird. Anhand der in PISA-E erhobenen Daten lassen sich dazu zum Teil Qualifizierungen vornehmen.

### Schülerzusammensetzung

Wie Tabelle 3 zeigt, spielen Unterschiede in der Schülerzusammensetzung – sieht man von den differenten Mädchenanteilen und dem höheren Anteil von Schülern mit Migrationshintergrund bei den staatlichen Realschulen ab – innerhalb der beiden untersuchten Schulformen keine bedeutende Rolle. Für die Entstehung selektionsbedingter leistungsrelevanter Lernmilieus ist die Schulform von überragender Bedeutung, so dass die Trägerschaft der Schule kaum noch differenzierungsverstärkend wirkt, d. h. keine bedeutsamen zusätzlichen Typ B-Effekte hervorbringt. Für die Schulwahlentscheidungen der Eltern heißt das: Von besonderer Wichtigkeit unter Leistungsaspekten ist die Platzierung ihrer Kinder in die „richtige“ Schulform. Welche Bedeutung ihr zukommt, zeigt sich beim Vergleich der durchschnittlich erzielten Punktwerte von 15-Jährigen mit identischen kognitiven Grundfähigkeiten und Sozialstatusmerkmalen in unterschiedlichen Bildungsgängen: In Mathematik macht der Leistungsunterschied zwischen einem

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gymnasiasten und einem Hauptschüler 49 Punkte aus (*Klieme/Neubrand/Lüdtke,* 2001, S. 182).

## Wettbewerb

Was die Annahme einer stärkeren Wettbewerbssteuerung im Privatschulsektor betrifft, so sehen sich auch in Deutschland Privatschulen einem höheren „Unternehmerrisiko" ausgesetzt, da nach der einschlägigen Rechtsprechung nur für das Privatschulsystem insgesamt, nicht jedoch für die einzelne Schule eine Bestandsgarantie gegeben ist. Doch spricht einiges dafür, dass faktisch ein Wettbewerb um Schüler nur in begrenztem Maße stattfindet. Die Nachfrage nach Schülerplätzen an privaten Schulen übersteigt vielfach das Angebot, d. h. Wettbewerb findet eher auf der Nachfragerseite statt. So liegt z. B. die Nachfrage nach Plätzen an katholischen Privatschulen derzeit rund 30 Prozent über dem verfügbaren Platzangebot (*dpa* 2003). Ob ein Nachfrageüberhang bei den Stichprobenschulen zum Zeitpunkt der Erhebung vorlag, konnte anhand der verfügbaren Daten nicht überprüft werden.

## Autonomie

Als weiteres wichtiges Merkmal des im Privatschulsektor wirksamen Steuerungssystems gilt der höhere Autonomiegrad der Schulen in freier Trägerschaft. Die dazu aus PISA 2000 vorliegenden Indikatoren zeigen, dass die Privatschulen insbesondere bei der Festlegung der Aufnahmebedingungen für Schüler und – mit Einschränkungen – in Personalangelegenheiten[4] selbstständiger entscheiden können als die staatlichen Schulen. Bei der Mittelverwendung hat, was die öffentliche Subventionierung betrifft, der Staat ein wesentliches Mitspracherecht bei Privatschulen (insbesondere bei der Mittelzuweisung nach dem Bedarfsdeckungsverfahren). Ähnlich können die Träger auf die Verwendung der von ihnen bereit gestellten Mittel Einfluss nehmen. In Lehrplanangelegenheiten sind die privaten Ersatzschulen nach Artikel 7 Absatz 4 des Grundgesetzes stark an staatliche Vorgaben gebunden. Der zumindest in zwei Handlungsfeldern (Schülerauswahl, Personalangelegenheiten) bestehende „Autonomievorteil" der Privatschulen ist jedoch offensichtlich nicht leistungsrelevant. Entweder wird der Autonomiegrad als distaler, vom Unterrichtsgeschehen entfernter Kontextfaktor in seiner Bedeutung für die Schulqualität grundsätzlich überschätzt oder es werden wichtige Bedingungsfaktoren seines Wirksamwerdens nicht mitbedacht wie z. B. verbindliche Leistungsstandards und systematische externe Qualitätskontrollen[5]. Sie fehlen in Deutschland im staatlichen wie im privaten Schulwesen.

---

[4] Immerhin gaben 40 % der in PISA 2000 befragten Schulleiterinnen und Schulleiter der privaten Gymnasien und 50 % der privaten Realschulen an, bei der Einstellung von Lehrkräften sei die Schule nicht entscheidungsbefugt.

[5] Fehlen diese Voraussetzungen, kann ein hoher Autonomiegrad unter Umständen sogar kontraproduktiv sein. Darauf deuten Reanalysen von TIMSS-Daten ebenso hin (*Wößmann*



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## Freie Schulwahl

In der Forschungsliteratur wird die freie Schulwahl durch Eltern und Schüler als besonders wirkungsvolles Instrument der Qualitätssteigerung herausgestellt. Ein Indikator erfolgreicher „Marktpositionierung" einer Schule ist der Anteil der Schüler, die diese Schule besuchen, obwohl eine andere Schule mit gleichem Bildungsgang leichter erreichbar gewesen wäre. Danach sind in der deutschen Zusatzerhebung zu PISA 2000 die Schulleiter und Schulleiterinnen ebenso befragt worden wie nach den wesentlichen Gründen, die nach ihrer Einschätzung die Eltern veranlasst haben, ihre Schule gezielt zu wählen.

Erwartungskonform geben die Schulleiterinnen und Schulleiter der privaten Schulen häufiger als die der staatlichen an, ihre Schule sei von den Eltern trotz Verfügbarkeit einer wohnortnäheren Schule gewählt worden. Ein sichtbarer Zusammenhang zwischen dem Ausmaß der Selbstselektivität und den Leistungen lässt sich allerdings nicht nachweisen.[6] Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass sich die elterlichen Schulwahlentscheidungen in Deutschland stärker – bewusst oder aufgrund des Fehlens objektiver Leistungsinformationen – an anderen Faktoren der Schulqualität orientieren. Dafür spricht, dass nach Einschätzung der Schulleiterinnen und Schulleiter (unabhängig von der Rechtsform der Schule) der Leistungsanspruch der Schule nicht das primäre Schulwahlkriterium für Eltern darstellt. Bei den Schulen in freier Trägerschaft wurden besonders oft Tradition und religiöse Prägung als wichtigstes Kriterium genannt, bei den staatlichen Schulen das fachliche Angebot (Gymnasien) und die gute Verkehrsanbindung (Realschulen)[7].

## Kontaktintensität und Schulzufriedenheit

Als besonderer Vorteil der Wahl einer Privatschule mit Kostenbeteiligung der Eltern wird die dadurch entstehende engere *Principal-Agent-Beziehung* herausgestellt. Dies sollte sich in einer höheren Kontaktintensität zwischen Schule und Elternhaus und einer größeren Schulzufriedenheit der Eltern niederschlagen. Das Ergebnis der Auswertungen der dazu im Elternfragebogen erhobenen Daten ist in den Tabellen A3 bis A5 im Anhang dokumentiert.

---

2002) wie das anhand der internationalen PISA-Daten gefundene Ergebnis, dass das Merkmal „Schulautonomie" in einigen Ländern (so auch in Deutschland) negativ mit dem Leistungsniveau in Lesen korreliert.

6 In einer bivariaten Korrelation (PISA-E Gesamtstichprobe) unter Konstanthaltung der Schulform ist der Zusammenhang zwischen dem Anteil der selbstselegierten Schülerschaft und der aggregierten Leseleistung nicht signifikant.

7 Zu sehen ist in diesem Zusammenhang auch, dass wegen der besonderen Bedeutung des Berechtigungswesens in Deutschland die Sicherheit des Erwerbs eines gewünschten Abschlusses in den Entscheidungskalkülen der Eltern Priorität einnehmen kann. Ist der angestrebte Abschluss gefährdet, kann dies „adverse selection" zur Folge haben, d. h. die Auswahl einer Schule mit geringeren Leistungsanforderungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Danach fallen die Unterschiede zwischen den staatlichen und privaten Schulen erwartungskonform aus. Die Kontaktintensität ist an den Privatschulen höher. Signifikant günstiger fallen für sie auch die Angaben der Eltern zur Zufriedenheit mit den Leistungsanforderungen der Schule, zum Lehrerengagement und zur allgemeinen Schulzufriedenheit aus. 44 % der befragten Eltern von Schülerinnen und Schülern der privaten Realschulen und 46 % der Eltern von Schülerinnen und Schülern der privaten Gymnasien attestieren den Lehrkräften, dass sie sich große oder sogar sehr große Mühe geben. An den staatlichen Realschulen und Gymnasien sind es nur 24 % bzw. 19 %. 71 % der Eltern, deren Tochter oder Sohn eine private Realschule besucht, sind sehr zufrieden mit der Schule. Bei den staatlichen Realschulen trifft das nur für 51 % zu. Ähnlich deutlich fällt der Unterschied bei den Gymnasien aus (private Gymnasien: 73 %, staatliche Gymnasien: 55 %).

## Ressourcenausstattung

Die zu verschiedenen Aspekten der Ressourcenausstattung aus PISA 2000 vorliegenden Einschätzungen der Schulleiter und Schulleiterinnen sowie deren Angaben zur Computerausstattung geben insgesamt wenig Anlass, in den schulischen Ausstattungsbedingungen einen besonderen Problembereich zu sehen (*Weiß / Steinert* 2001). Diese Schlussfolgerung trifft auch für die Stichprobenschulen dieser Studie zu. Zwei Auffälligkeiten verdien jedoch Erwähnung: Erstens verfügen die Privatschulen über ein deutlich höheres Aufkommen an zusätzlich akquirierten Finanzmitteln[8]; zweitens weisen sie eine ungünstigere Klassenfrequenz als die staatlichen Schulen auf (vgl. Tabelle 8 und 9).

So werden z. B. in den privaten Realschulen doppelt so viele 15-Jährige in Klassen mit 31 bis 35 Schülern unterrichtet wie in den staatlichen Realschulen.

## Schulklima

Was das Schulklima betrifft, so weisen die Privatschulen zum Teil günstigere Werte als die staatlichen Schulen auf. In Bezug auf die im Schulleiterfragebogen erfassten Dimensionen (Schülerverhalten, Unterstützung durch die Eltern, Lehrerfluktuation, Lehrerengagement, Kohäsion im Kollegium) trifft dies allerdings nur für die Realschulen zu (vgl. *Weiß / Preuschoff* 2004, S. 62). Auch die Einschätzung verschiedener Aspekte des Schulklimas und der Unterrichtsqualität durch die Schülerinnen und Schüler fallen für die Privatschulen (beider Schulformen) zum Teil günstiger aus als für die staatlichen Schulen (vgl. Tabelle A5). Die bessere

[8] Die Spendeneinnahmen je Schüler sind an den privaten Schulen mehr als doppelt so hoch wie an den staatlichen Schulen (Realschulen: 5,83 / 13,09 Euro, Gymnasien: 8,58 / 22,29 Euro). Auch die durchschnittlichen Einnahmen aus Schulaktivitäten liegen bei den Privatschulen um fast das Doppelte höher als an den staatlichen Schulen.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 8*

**Verteilung der Schülerinnen und Schüler der staatlichen und privaten Realschulen auf unterschiedliche Klassengrößengruppen in Prozent**

| | Realschule | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Schüler in Deutsch | | Schüler in Mathematik | |
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| 1 – 20 | 11 % | 4 % | 13 % | 7 % |
| 21 – 25 | 39 % | 16 % | 39 % | 17 % |
| 26 – 30 | 40 % | 60 % | 39 % | 59 % |
| 31 – 35 | 11 % | 20 % | 10 % | 18 % |

Realschulen: $X^2 = 113{,}4$ $df = 3$ $p \leq .001$.
Gymnasien: $X^2 = 97{,}3$ $df = 3$ $p \leq .001$.

*Tabelle 9*

**Verteilung der Schülerinnen und Schüler der staatlichen und privaten Gymnasien auf unterschiedliche Klassengrößengruppen in Prozent**

| | Gymnasium | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Schüler in Deutsch | | Schüler in Mathematik | |
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| 1 – 20 | 11 % | 11 % | 12 % | 16 % |
| 21 – 25 | 37 % | 20 % | 38 % | 20 % |
| 26 – 30 | 43 % | 52 % | 42 % | 51 % |
| 31 – 35 | 8 % | 17 % | 9 % | 14 % |

Realschulen: $X^2 = 67{,}7$ $df = 3$ $p \leq .001$.
Gymnasien: $X^2 = 54{,}8$ $df = 3$ $p \leq .001$.

Lehrerunterstützung fällt dabei besonderes ins Auge. Wenn man zudem berücksichtigt, dass die Privatschulen einen geringeren Anteil an 15-Jährigen aufweisen, die eine Klasse wiederholt haben, und mehr Schüler dort bereits die zehnte Klasse besuchen (vgl. Tabelle 4, 5 und A1), dann deutet das auf eine wirksamere Förderkultur an den Privatschulen hin.

## VII. Resümee

Auf der Basis von Daten aus PISA-E wurde die Frage untersucht, inwieweit sich unter den spezifischen Kontextbedingungen des deutschen Schulsystems ein Privatschuleffekt nachweisen lässt. Dazu wurde für Realschulen und Gymnasien ein Effektivitätsvergleich in den drei PISA-Testfächern unter Anwendung eines *Propensity Score Matching* vorgenommen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der für Realschulen ermittelte Privatschuleffekt bei 15-Jährigen in Lesen und Naturwissenschaften ist im Wesentlichen auf das bessere Abschneiden der Mädchen in diesen Fächern zurückzuführen. Nicht mehr nachweisbar ist ein Leistungsvorteil, wenn der Vergleich auf Neuntklässler beschränkt wird. Bei den Schülerinnen und Schülern der Gymnasien zeigen sich keine signifikanten Leistungsunterschiede.

Die Analyseergebnisse lassen sich mit zwei varianzreduzierenden Sachverhalten begründen: Erstens wirkt die Trägerschaft innerhalb der Schulformen mit ihren stark selegierten Schülerpopulationen kaum noch differenzierungsverstärkend, so dass keine zusätzlichen Kompositionseffekte (Typ B-Effekte) auftreten. Zweitens fallen die Unterschiede in den institutionellen Rahmenbedingungen zwischen staatlichem und privatem Schulsektor insgesamt gering aus: Aufgrund des in Artikel 7 des Grundgesetzes festgelegten korporatistischen Modells des Nonprofit-Sektors sind – wie der Name „Ersatzschule" zum Ausdruck bringt – allgemein bildende Schulen in privater Trägerschaft weitgehend ein Spiegelbild der öffentlichen Schulen. Der bei der Suche nach Antworten auf das schlechte Abschneiden Deutschlands in den PISA-Studien vielfach geforderte Ausbau privater Bildungsangebote stellt deshalb eine wenig aussichtsreiche Strategie zur Bewältigung der Schulmisere dar.

## Literatur

*Anheier,* H. K. / *Salamon,* L. M. (1997): Der Nonprofit-Sektor im internationalen Vergleich: Ein theoretischer Versuch. In: Schauer, R. / Anheier, K. / Blümle, E.-B. (Hrsg.): Der Nonprofit-Sektor im Aufwind. Zur wachsenden Bedeutung von Nonprofit-Organisationen auf nationaler und internationaler Ebene. Linz: Trauner.

*Caliendo,* M. / *Kopeinig,* S. (2005): Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching. Berlin: DIW (Discussion Papers 485).

*Chubb,* J. E. / *Moe,* T. M. (1990): Politics, markets and America's Schools. Washington D.C.: The Brookings Institution.

*Coleman,* J. S. / *Hoffer,* T. (1987): Public and private high schools. The impact of communities. New York: Basic Books.

*Coleman,* J. S. / *Hoffer,* T. / *Kilgore,* S. (1982): High school achievement: public, catholic and private schools compared. New York: Basic Books.

*Deutsches PISA-Konsortium* (Hrsg.) (2003): PISA 2000. Ein differenzierter Blick auf die Länder der Bundesrepublik Deutschland. Opladen: Leske & Budrich.

*dpa* (2003): Katholische Schulen bei Eltern stark gefragt. In: Kulturpolitik, Nr. 14.

*Dronkers,* J. / *Robert,* P. (2003): The effectiveness of public, private and government dependent and private independent schools: a cross-national analysis. EUI working paper SPS 2003 / 13: http: // www.iue.it / Personal / Dronkers / Welcome. html#_Hlk53500892.

*Eurydice* (2000): Private education in the European Union: http: // www.eurydice.org / documents / private / en / frameset.htm.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Helmke,* A. / *Weinert,* F.E. (1997): Bedingungsfaktoren schulischer Leistungen. In: Weinert, F. E. (Hrsg.): Psychologie des Unterrichts und der Schule (Enzyklopädie Psychologie, Serie Pädagogische Psychologie, Bd. 3). Göttingen, S. 71 – 176.

*Klieme,* E. / *Neubrand,* M. / *Lüdke,* O. (2001): Mathematische Grundbildung: Testkonzeption und Ergebnisse. In: Baumert, J. / Klieme, E. / Neubrand, M. / Prenzel, M. / Schiefele, U. / Schneider, W. /Tillmann, K.-J. / Stanat, P. / Weiß, M. (Hrsg.), PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske & Budrich, S. 139 – 190.

*Kunter,* M. / *Schümer,* G. / *Artelt,* C. / *Baumert,* J. / *Klieme,* E. / *Neubrand,* E. / *Prenzel,* M. / *Schiefele,* U. / *Schneider,* W. / *Stanat,* P. / *Tillmann,* K.-J. / *Weiß,* M. (2002): PISA 2000. Dokumentation der Erhebungsinstrumente. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung (Materialien aus der Bildungsforschung 72).

*OECD* (2004): Learning for tomorrow's world. First results from PISA 2003, Volume 1. Paris.

*Rosenbaum,* P. / *Rubin,* D. B. (1985): Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. In: The American Statistician, 39, S. 33 – 39.

*Somers,* M. A. / *McEwan,* P. J. / *Willms,* D. J. (2004): How effective are private schools in Latin America? In: Comparative Education Review, 48, 1, S. 48 – 70.

*Stanat,* P. / *Kunter,* M. (2001): Geschlechterunterschiede in Basiskompetenzen. In: Baumert, J. / Klieme, E. / Neubrand, E. / Prenzel, M. / Schiefele, U. / Schneider, W. / Stanat, P. / Tillmann, K.-J. / Weiß, M. (Hrsg.): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske & Budrich, S. 249 – 269.

*Vandenberghe,* V. (2003): Private, private government-dependent and public schools. An international effectiveness analysis. Ihres-ECON-UCL, 2003 / 12: http: // www.2. econ.ucl. ac.be / ~scxydc / Papers / Private-GovDep-Pub.pdf.

*Weiß,* M. / *Preuschoff,* C. (2004): Schülerleistungen in staatlichen und privaten Schulen im Vergleich. In: Schümer, G. / Tillmann, K.-J. / Weiß, M. (Hrsg.): Die Institution Schule und die Lebenswelt der Schüler. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 39 – 66.

*Weiß,* M. / *Steinert,* B. (2001): Institutionelle Vorgaben und ihre aktive Ausgestaltung – Die Perspektive der deutschen Schulleitungen. In: Baumert, J. / Klieme, E. / Neubrand, E. / Prenzel, M. / Schiefele, U. / Schneider, W. / Stanat, P. / Tillmann, K.-J. / Weiß, M. (Hrsg.): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske & Budrich, S. 427 – 454.

*Willms,* J. D. / *Raudenbush,* S. W. (1989): A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. Journal of Educational Measurement, 26, S. 209 – 232.

*Wößmann,* L. (2002): How control exams affect educational achievement: International evidence from TIMSS und TIMSS repeat. Paper presented at the conference „Taking Account of Accountability", Harvard University. Boston (MA).

*Wößmann,* L. (2004): Institutional comparisons in educational production. In : CESifo DICE REPORT (Journal for Institutional Comparisons), Volume 2, No.4, S. 3 – 6.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Anhang

*Tabelle A1*

**Wiederholeranteile an staatlichen und privaten Schulen im Vergleich**

| | Realschulen | | Gymnasien | |
|---|---|---|---|---|
| | Keine Wiederholer | Wiederholer | Kein Wiederholer | Wiederholer |
| Staatlich | 70 % | 30 % | 90 % | 10 % |
| Privat | 77 % | 23 % | 88 % | 8 % |

Realschulen: $X^2 = 8{,}668$ $df = 1$ $p \leq .005$.
Gymnasien: $X^2 = 1{,}334$ $df = 1$ $p \leq .005$.

## Tabellen A2 – A4: Elternengagement und -zufriedenheit

*Tabelle A2*

**Frage an die Eltern: „Wie oft waren Sie im Verlauf dieses Schuljahres in der Schule Ihrer Tochter / Ihres Sohnes?“**

| | Realschule | | Gymnasium | |
|---|---|---|---|---|
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| Kein mal | 5,6 % | 4,7 % | 5,0 % | 3,4 % |
| Einmal | 16,3 % | 14,5 % | 16,4 % | 14,6 % |
| Zweimal | 31,2 % | 32,1 % | 27,2 % | 22,1 % |
| Dreimal | 19,2 % | 20,1 % | 20,2 % | 19,5 % |
| Viermal | 12,0 % | 11,0 % | 12,8 % | 12,0 % |
| Mehr als viermal | 15,7 % | 17,6 % | 19,1 % | 28,4 % |

Realschulen: $X^2 = 2{,}008$ $df = 2$ $p \leq .005$.
Gymnasien: $X^2 = 23{,}743$ $df = 2$ $p \leq .005$.

*Tabelle A3*

**Frage an die Eltern: „Wie viel Mühe geben sich die Lehrerinnen und Lehrer an dieser Schule mit ihren Schülerinnen und Schülern?“**

| | Realschule | | Gymnasium | |
|---|---|---|---|---|
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| (keine oder wenig) Mühe | 23,5 % | 12,6 % | 21,3 % | 10,5 % |
| Einige Mühe | 51,9 % | 43,6 % | 57,4 % | 42,6 % |
| Große oder sehr große Mühe | 23,7 % | 43,9 % | 21,3 % | 47,0 % |

Realschulen: $X^2 = 59{,}713$ $df = 2$ $p \leq .001$.
Gymnasien: $X^2 = 145{,}287$ $df = 2$ $p \leq .001$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle A4*

**Frage an die Eltern: „Wie zufrieden sind Sie mit der Schule Ihrer Tochter / Ihres Sohnes insgesamt?“**

| | Realschule | | Gymnasium | |
|---|---|---|---|---|
| | Staatlich | Privat | Staatlich | Privat |
| (sehr) unzufrieden | 14,0 % | 5,1 % | 10,4 % | 4,6 % |
| Teils, teils | 38,8 % | 23,2 % | 35,8 % | 20,6 % |
| (sehr) zufrieden | 47,2 % | 71,7 % | 53,9 % | 74,6 % |

Realschulen: $X^2 = 73{,}453$ $df = 2$ $p \leq .001$.
Gymnasien: $X^2 = 67{,}525$ $df = 2$ $p \leq .001$.

*Tabelle A5*

**Schulklima an staatlichen und privaten Schulen im Vergleich**

| | | Unterstützung durch den Lehrer im Deutschunterricht | | | Schülerwahrnehmung der Lehrer | | | Allgemeine Schulzufriedenheit | | | Positive Schüler-Lehrer-Beziehung | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | N | MW | SE | N | MW | SE | N | MW | SE | N | MW | SE |
| Realschulen | Public | 3150 | 2,5 | 0,01 | 3123 | 2,6 | 0,01 | 3123 | 2,6 | 0,01 | 3078 | 2,8 | 0,01 |
| | Private | 350 | 2,6 | 0,03 | 350 | 2,8 | 0,03 | 350 | 2,8 | 0,03 | 350 | 3,0 | 0,04 |
| Gymnasien | Public | 5590 | 2,4 | 0,01 | 5584 | 2,6 | 0,01 | 5561 | 3,5 | 0,01 | 5562 | 2,7 | 0,01 |
| | Private | 438 | 2,5 | 0,04 | 436 | 2,8 | 0,02 | 443 | 3,7 | 0,04 | 433 | 2,9 | 0,03 |

Skalen zur Einschätzung des Schulklimas durch die Schülerinnen und Schüler in staatlichen und privaten Schulen (Mittelwert +/– 1 Standardabweichung) (*Kunter,* M. et al. 2002).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Wirkungssteuerung von Universitäten – Erfolg oder Misserfolg? Eine ex post Analyse

Von *Andrea Schenker-Wicki* und *Mark Hürlimann,* Zürich

## I. Paradigmenwechsel in der Hochschulpolitik der Schweiz

In den letzten Jahren fand in der schweizerischen Hochschulpolitik ein Paradigmenwechsel statt: Das Modell der staatlichen Steuerung und Kontrolle wurde vom Modell der staatlichen Aufsicht abgelöst. Den Universitäten wurde einerseits von den Trägern eine grössere Autonomie gewährt, verbunden mit Globalbudgets und Leistungsaufträgen, andererseits wurden die zentralstaatlichen Subventionen (subsidiäre Finanzierung) konsequent leistungsorientiert ausgerichtet. Wesentlich verantwortlich für diesen Paradigmenwechsel waren neue Trends aus dem Bereich des Public Management basierend auf wohlfahrts- und institutionenökonomischen Theorien und last but not least eine seit den neunziger Jahren anhaltende hartnäckige Rezession, welche Bund und Kantone zu immer neuen Sparrunden nötigte.[1]

Aufgrund der hitzigen und kontroversen Diskussionen, die im Vorfeld der neuen Gesetzgebung stattfanden, interessiert im vorliegenden Beitrag insbesondere, ob die neuen Instrumente zur Steuerung die erhoffte Wirkung gezeigt, die betroffenen Hochschulen ihr Verhalten tatsächlich angepasst haben und somit die Anreize, welche mit den neuen Steuerungsinstrumenten gesetzt wurden, als wirksam bezeichnet werden können.

Um die Wirksamkeit zu untersuchen, wird in einem ersten Teil überprüft, wie sich die Effizienz der Hochschulen aufgrund der grösseren Autonomie in den letzten Jahren entwickelt hat und ob es Universitäten gibt, die im Vergleich zu anderen Universitäten Ineffizienzen aufweisen.[2] Die Effizienz wird mittels eines Modells aus dem Bereich der Data Envelopment Analysis bestimmt.[3]

---

1 Vgl. *Schenker-Wicki* (2004) S. 107.

2 In den neunziger Jahren wurde praktisch die gesamte kantonale Universitätsgesetzgebung geändert, mit dem Ziel, den Universitäten durch Leistungsvereinbarungen und Globalbudgets mehr Autonomie zu gewähren. Folgende Universitäten erhielten neue Gesetze oder Verordnungen: Basel am 8. 11. 1995, Bern am 5. 9. 1996, Fribourg am 19. 11. 1997,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In einem zweiten Teil werden Fragen der Effektivität diskutiert. Dabei werden diejenigen Leistungsindikatoren analysiert, welche sich direkt aus den Zielsetzungen des Gesetzes ableiten lassen und als Bemessungsgrundlage für die Subventionen dienen (Effektivitätsprüfung).[4]

Die Hochschulpolitik ist in der Schweiz – wie in allen föderalistischen Staaten – eine komplexe Angelegenheit, weil stets mehrere Partner mit häufig divergierenden Interessen an der Politikgestaltung und -steuerung beteiligt sind. In der Schweiz sind die Kantone die Träger der Universitäten und damit im Wesentlichen für deren Finanzierung verantwortlich.[5] Der Bund hat lediglich eine subsidiäre Allokationsfunktion, was sich auch in der Gesetzgebung widerspiegelt:[6] Die Universitäten unterstehen der kantonalen Gesetzgebung, während auf der Ebene des Bundes lediglich ein Rahmengesetz existiert, welches im Wesentlichen die Zusammenarbeit im universitären Hochschulbereich sowie die Bemessung der Finanzhilfen (Subventionen) vom Bund an die Universitätskantone regelt.[7] Im Zuge einer vollständigen Revision dieses Gesetzes, dem so genannten Universitätsförderungsgesetz, wurde im Jahre 1999 ein eigentlicher Paradigmenwechsel eingeleitet, indem die zentralstaatlichen Subventionen nicht mehr input- sondern konsequent leistungsorientiert ausgerichtet wurden.

Der Paradigmenwechsel war allerdings mit gewissen Konzessionen verbunden, welche das Parlament forderte. Um allzu grosse Schwankungen in den Zahlungsströmen bei einem Modellwechsel zu vermeiden, mussten zusätzlich zwei systemfremde Elemente in das geplante Anreizsystem eingeführt werden: ein Betrag für die Erhaltung und Stärkung der Wettbewerbsfähigkeit der kleineren und mittleren Universitäten (Kohäsionsfonds) sowie relativ grosszügige Übergangsbestimmungen (Übergangsphase von drei Jahren). Die meisten Hochschulträger befürchteten nämlich, dass der Geldstrom aus Bern kleiner und dadurch die eigene Belastung steigen würde. Die 1999 geäusserte Befürchtung der Universitäten, dass der Verteilungskampf ausserordentlich konfliktträchtig werde, bewahrheitete sich allerdings nicht, da das Parlament in den Jahren 2000–2003 einer Erhöhung der Subventio-

---

Genf am 10. 12. 1998, Lausanne am 20. 02. 1997, Luzern am 17. 01. 2000, Neuenburg am 15. 05. 1996, St. Gallen am 03. 11. 1997, Zürich am 4. 12. 1998, Svizzera Italiana am 3. 10. 1995.

3 Vgl. *Backes-Gellner/Zanders* (1989) S. 275.

4 Gemäß New Public Management gehört diese Anreizmechanismen zum Performance Based Funding.

5 Die Kantone finanzieren als Träger im Durchschnitt rund 52 % des ausgewiesenen Budgets. [Quelle: Bundesamt für Statistik (Hrsg. / 1)].

6 Dies gilt jedoch nicht für die Eidgenössischen Technischen Hochschulen in Zürich und Lausanne: diese beiden Hochschulen, welche ebenfalls den Status einer wissenschaftlichen Hochschule haben, werden vom Bund getragen und finanziert.

7 Der Bund entschädigt die Universitätskantone für die Betriebsaufwendungen. Die Bundessubventionen werden nach einem festen Schlüssel leistungsorientiert vergeben und erreichen im Durchschnitt rund 14 % der jährlichen Betriebsaufwendungen der Universitäten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nen um 16,85 % zustimmte und damit dem von allen Partizipanten befürchtete Nullsummenspiel ein Ende setzte.[8]

## II. Sind die Hochschulen effizienter geworden?

### 1. Allgemeines

Ein wesentlicher Vorteil, der im Zuge der Reformen im Public Management Bereich immer wieder diskutiert wurde, ist die verbesserte Effizienz, die mit einem höheren Autonomiestatus und einer erhöhten finanziellen Flexibilität einer öffentlichen Institution verbunden ist. Diese Effizienzsteigerung wird vor allem darauf zurückgeführt, dass ein Gemeinwesen, ausgestattet mit der notwendigen finanziellen und organisatorischen Freiheit, seine Interna weit besser zu regeln vermag als ein weit entferntes Ministerium. Da die Universitäten seit den neunziger Jahren über entsprechende Freiheiten verfügen, sollten sich Effizienzgewinne im Laufe der Zeit nachweisen lassen. Um diese Hypothese zu testen, wurde die Veränderung der Effizienz in den Jahren 2000 – 2003 mit Hilfe des Verfahrens der Data Envelopment Analysis (DEA) untersucht.

### 2. Die Veränderung der Effizienz in den Jahren 2000 – 2003: der Datensatz

*Untersuchungseinheiten:* Alle zehn kantonalen Universitäten der Schweiz wurden untersucht. Die beiden Eidgenössischen Technischen Hochschulen wurden nicht in das Sample einbezogen, da sie im Vergleich zu den kantonalen Universitäten anderen gesetzlichen Rahmenbedingungen unterworfen sind. Eine Unterteilung in Fachbereiche war nicht möglich, da die entsprechenden Daten nicht zur Verfügung standen. Damit sind Kompensationen zwischen den unterschiedlichen Fachbereichen möglich.

*Input- und Outputfaktoren:* Als Inputfaktoren wurden die Zahl der Studierenden sowie das wissenschaftliche Personal (Aufwand in CHF) gewählt, während als Output-Faktoren die Anzahl Diplome, die Anzahl Dissertationen sowie die Forschungsaktivität (eingeworbene Forschungs-Drittmittel, umgerechnet in Anzahl Projektmonate je Professor / in) verwendet wurden. Die Diplome bilden dabei die Lehre, die Dissertationen und die Forschungsaktivität die Forschung ab. Selbstverständlich gäbe es noch eine Reihe von weiteren Indikatoren, die man sowohl auf der Input- als auch auf der Outputseite verwenden könnte, doch schränken einer-

[8] Die Bundessubventionen wurden von einem Betrag von 380,2 Millionen Fr. im Jahr 2000 auf einen Betrag 444,272 Millionen Fr. im Jahr 2003 angehoben. Quelle: Bundesamt für Bildung und Wissenschaft, Bern. Seit 01. 01. 2005 Teil des Staatssekretariats für Bildung und Forschung (SBF).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

seits die Datenlage und andererseits die DEA-Methode die Anzahl der zu verwendenden Indikatoren ein (siehe Kapitel II.3).[9] Ein Faktor, der im Bereich der Forschung als wichtiger Output gilt und hier nicht verwendet wurde, ist das Publikationsverhalten. Da dazu keine flächendeckenden Daten zur Verfügung standen und zusätzlich – aufgrund des unterschiedlichen Publikationsverhaltens – Kompensationen zwischen den Fachbereichen einer Volluniversität zu erwarten sind, konnte dieser Outputfaktor nicht berücksichtigt werden. Als Ersatz wurde die Anzahl Dissertationen gewählt, basierend auf der Annahme, dass vor allem die Doktorandinnen und Doktoranden mit ihren Forschungen zur Publikationsaktivität eines Lehrstuhls beitragen. Sind an einem Lehrstuhl nur wenige Doktoranden beschäftigt, kann davon ausgegangen werden, dass weniger Forschungsprojekte durchgeführt werden, was mittel- und langfristig zu einer geringeren Anzahl von Publikationen führen wird.

Alle Daten, die in dieser Studie verwendet wurden, stammen aus der offiziellen Hochschulstatistik (Bundesamt für Statistik oder Bundesamt für Bildung und Wissenschaft).

*Tabelle 1*

**Inputfaktoren für die Jahre 2000 – 2003**

| Universität | Ausgaben für wissenschaftliches Personal in CHF | | | | Anzahl Studierende | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
| **Basel** | 118.751.981 | 140.531.847 | 131.010.065 | 157.614.185 | 7.606 | 7.661 | 8.034 | 8.711 |
| **Bern** | 211.964.434 | 212.371.519 | 221.882.273 | 228.625.694 | 10.193 | 10.743 | 11.632 | 12.562 |
| **Fribourg** | 96.294.977 | 100.980.155 | 104.672.488 | 108.928.861 | 8.849 | 9.084 | 9.642 | 9.998 |
| **Genf** | 229.237.510 | 254.860.620 | 257.475.541 | 269.508.422 | 13.178 | 13.347 | 14.114 | 14.598 |
| **Lausanne** | 153.020.690 | 159.589.174 | 164.174.908 | 171.012.656 | 9.893 | 9.829 | 10.158 | 10.166 |
| **Luzern** | 6.413.920 | 7.905.639 | 10.713.827 | 10.798.095 | 256 | 434 | 722 | 1.144 |
| **Neuenburg** | 60.648.669 | 67.323.110 | 69.961.631 | 70.133.248 | 3.136 | 3.210 | 3.252 | 3.261 |
| **St. Gallen** | 60.355.463 | 59.053.811 | 63.985.504 | 68.139.546 | 4.705 | 4.937 | 4.915 | 4.839 |
| **Zürich** | 302.175.839 | 339.381.389 | 361.903.390 | 391.261.792 | 20.598 | 21.303 | 22.350 | 23.298 |
| **Tessin** | 15.574.228 | 18.300.835 | 20.472.434 | 23.307.140 | 1.410 | 1.584 | 1.637 | 1.757 |

[9] In dieser Arbeit wurden insgesamt fünf Faktoren als Input und Output ausgewählt. Diese Zahl ist im Verhältnis mit den betrachteten Entscheidungseinheiten zu sehen. Da wir in der Schweiz insgesamt nur über zehn Universitäten verfügen, ist die Verwendung von Input- und Outputfaktoren limitiert. Sobald zu viele Faktoren ausgewählt werden, riskiert man, dass durch die exponentiell steigende Anzahl von Faktorkombinationen jede Entscheidungseinheit effizient wird und somit keine Aussage mehr möglich ist. Als Faustregel gilt: Anzahl DMU $\geq$ max. (Anzahl Inputs $\times$ Anzahl Outputs, 3 $\times$ (Anzahl Inputs + Anzahl Outputs)). Vgl. *Cooper/Seiford/Tone* (1999) S. 252.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 2*

**Outputfaktoren für die Jahre 2000 – 2003**[10]

| Universität | Anzahl Diplome | | | | Anzahl Dissertationen | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
| **Basel** | 794 | 741 | 794 | 783 | 377 | 364 | 345 | 353 |
| **Bern** | 1.003 | 1.038 | 1.022 | 1.221 | 365 | 430 | 409 | 378 |
| **Fribourg** | 853 | 761 | 757 | 729 | 121 | 98 | 85 | 91 |
| **Genf** | 1.521 | 1.558 | 1.510 | 1.470 | 255 | 216 | 252 | 206 |
| **Lausanne** | 896 | 982 | 995 | 1.018 | 139 | 182 | 154 | 193 |
| **Luzern** | 15 | 11 | 15 | 6 | 1 | 1 | 2 | 5 |
| **Neuenburg** | 331 | 300 | 338 | 385 | 50 | 62 | 68 | 58 |
| **St. Gallen** | 465 | 535 | 578 | 645 | 126 | 130 | 128 | 134 |
| **Zürich** | 1.932 | 1.508 | 1.537 | 1.672 | 590 | 621 | 642 | 622 |
| **Tessin** | 64 | 129 | 226 | 205 | 0 | 0 | 5 | 6 |

## 3. Grundlagen der Data Envelopment Analysis: relative Effizienz

Für die Bestimmung der Effizienz der einzelnen Universitäten wurde ein Modell aus der Familie der Data Envelopment Analysis Methoden (DEA)[11] verwendet.[12]

Bei den DEA-Methoden handelt es sich im Wesentlichen um Optimierungsverfahren. Dabei werden die Gewichtungsfaktoren $u_r$ und $v_i$ der Input- und Outputfaktoren $y_{rj}$ resp. $x_{ij}$ einer bestimmten Entscheidungseinheit maximiert, unter der Voraussetzung, dass bei einer entsprechenden Gewichtung alle anderen Entscheidungseinheiten eine Effizienz kleiner oder gleich 1 aufweisen.[13] Die gesamte Berechnung basiert auf einer geschätzten, stückweise linearen Produktionsfunktion, die den gesamten Alternativenraum umhüllt und durch die bestpraktizierenden Einheiten festgelegt wird.[14] Diese bilden eine Art Benchmarking-Hülle. Für jede Entscheidungseinheit wird mit diesem Optimierungsverfahren diejenige Gewichtung bestimmt, welche zur höchsten Effizienz führt und die entsprechende Ent-

10 Die Daten zur Forschungsaktivität finden sich in Kapitel III.3.

11 Vgl. *Charnes/Cooper/Rhodes* (1978).

12 Vgl. *Cooper/Seiford/Tone* (1999).

13 Da sich Datenfehler stark verzerrend auf die Effizienz auswirken können, wird in der Literatur vorgeschlagen, bereits Einheiten mit einem Effizienzwert von > 0.95 als effizient anzusehen.

14 Vgl. *Backes-Gellner/Zanders* (1989) S. 275.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

scheidungseinheit damit am vorteilhaftesten erscheinen lässt. Das verwendete Modell ist ein ‚gutmütiges' Modell (‚weiche Effizienz'), da die Input-Output-Struktur einer bestimmten Einheit immer mit einer Einheit verglichen wird, die ähnliche Zielsetzungen oder Präferenzen aufweist. Weil die DEA-Methode allen Inputs und Outputs optimale Gewichtungsfaktoren zuteilt, werden die Maximalgewichte auf diejenigen Faktoren gelegt, in denen eine bestimmte Entscheidungseinheit gegenüber anderen Entscheidungseinheiten einen Vorteil aufweist. Dies gilt vice versa auch für die ungünstigen Faktoren, die entsprechend tief gewichtet werden. Der Vorteil der DEA-Methoden besteht darin, dass die Gewichtung der Input- und Outputfaktoren nicht ex ante festgelegt werden muss und daher auch nicht beeinflussbar ist.

## 4. Verwendetes Modell

*Skalenerträge:* Um die technische Effizienz zu berechnen, gibt es unter anderem folgende zwei Modelle der DEA-Familie: das CCR-Modell,[15] welches von konstanten Skalenerträgen ausgeht und das BCC-Modell,[16] welches variable Skalenerträge (zunehmend, konstant, abnehmend) annimmt. Analog zu Fandel[17] haben wir uns für das BCC-Modell (siehe Tabelle 3) entschieden, welches eine Modellierung unterschiedlicher Realitäten über variable Skalenerträge zulässt. Der Nachteil dieses Modells besteht allerdings in einer relativ schwachen Effizienzberechnung, da es sich beim BCC-Modell um ein Modell handelt, in dem nicht nur die Gewichtungen der Input- und Outputfaktoren, sondern auch die unterschiedlichen Skalenerträge (zunehmend, abnehmend, konstant) zu Gunsten einer betrachteten Entscheidungseinheit variiert werden.

*Inputorientierung:* Als inputorientiertes Modell bezeichnet man ein Modell, das bei einem gegebenem Output den Input minimiert. Im Gegensatz dazu wird bei einer Outputorientierung bei einem bestimmten Input der Output maximiert, was insbesondere im Hochschulbereich zu Qualitäts- und Reputationsproblemen führen kann. Dies sowie die Tatsache, dass auch in der Schweiz im öffentlichen Bereich überall gespart werden muss und die Hochschulbudgets mehr oder weniger plafoniert sind, spricht für die Verwendung eines inputorientierten Modells. Folglich ist eine Hochschule dann effizient, wenn sie bestrebt ist, mit einem möglichst kleinen Ressourceneinsatz einen bestimmten Output zu erreichen (Minimierung des Input). Damit wird analog zu Fandel argumentiert.[18]

In Anbetracht der geringen Anzahl von Beobachtungen – zehn Universitäten – in einem Jahr, wurden ein Modell für alle vier Jahre gemeinsam gerechnet und anschließend die DEA-Effizienzwerte den einzelnen Jahren zugeordnet. Dies hat

15 Vgl. *Charnes/Cooper/Rhodes* (1978).

16 Vgl. *Banker/Charnes/Cooper* (1984).

17 Vgl. *Fandel* (2003) S. 40 ff.

18 Vgl. *Fandel* (2003) S. 40 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

neben der größeren Zahl der Beobachtungen den Vorteil der Vergleichbarkeit über die Zeit.

## 5. Ergebnisse

Gemäß Tabelle 3 erwiesen sich die Universitäten von Zürich, Basel und Genf über den gesamten Beobachtungszeitraum als effizient, besonders dann, wenn Universitäten mit größeren Werten als 0.95 ebenfalls als effizient betrachtet werden (siehe Fußnote 13). Während die Universität Zürich über den gesamten Zeitraum eine Effizienz von 1 aufweist, finden sich bei den Universitäten von Basel und Genf vereinzelt Werte zwischen 0.97 und 0.99.

Im Gegensatz zu diesen Universitäten wiesen alle anderen Universitäten zumindest während eines Zeitpunktes der Beobachtungsperiode Ineffizienzen auf. Dafür lassen sich verschiedene Gründe benennen, die im Folgenden kurz diskutiert werden.

Insgesamt müssen zwei Kategorien von Universitäten unterschieden werden: einerseits mittelgroße Volluniversitäten mit finanzschwacher Trägerschaft und andererseits die neu gegründeten Universitäten (Università della Svizzera Italiana und Universität Luzern). Die ungünstigen Output / Inputrelationen der beiden kleinsten und jüngsten Universitäten in der Schweiz sind auf die spezifischen Probleme des Aufbaus von Lehrstühlen und neuen Curricula zurückzuführen, der in einer ersten Phase vor allem zu Ungunsten der Forschungsaktivitäten erfolgte.

Anders gelagert sind die Probleme der mittelgroßen Volluniversitäten Bern und Fribourg: In beiden Universitäten werden neben den Geistes- und Sozialwissenschaften auch technische Wissenschaften sowie Naturwissenschaften und Medizin angeboten. Während in den Jahren 2000 – 2003 im geistes- und sozialwissenschaftlichen Bereich ein großes Wachstum beobachtet werden konnte, waren die Wachstumsraten in den Naturwissenschaften, den Life Sciences und in der Medizin unterdurchschnittlich. Auf der einen Seite führte die große Zahl der Studierenden bei den Geistes- und Sozialwissenschaften zu einer Erhöhung des Inputs ohne gleichzeitige Erhöhung des Outputs, was die Effizienzkennzahl verschlechterte. Auf der anderen Seite vermochten die geringeren Studierendenzahlen in den Naturwissenschaften und den Life Sciences den Input nicht wesentlich zu reduzieren, da der Bestand an wissenschaftlichem Personal kurz- und mittelfristig nicht entsprechend angepasst werden kann („Kostenremanenz"). Die Problematik der geringeren Studierendenzahlen in den Naturwissenschaften und Life Sciences wird sich in Zukunft wahrscheinlich noch verschärfen, da beide Universitäten eine finanzschwache Trägerschaft haben. Dies bedeutet, dass Investitionen in die teuren Life Sciences nicht in dem Ausmaß erfolgen können, wie dies in anderen Kantonen der Fall ist. Im Zusammenhang mit der Berechnung der Effizienz kommt bei der Universität Fribourg erschwerend dazu, dass sie im Medizinalbereich lediglich propädeutische Studien anbietet, was dazu führt, dass keine entsprechenden Diplome oder Dissertationen in Fribourg erworben werden können. Insgesamt präsentieren

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sich daher die Output/Inputrelationen der Universität Fribourg ungünstiger als diejenigen der Universität Bern.

Auch die Universität Lausanne sah sich Ende der 1990er Jahre ähnlichen Problemen gegenüber wie die Universitäten Fribourg und Bern. Da sich die Universität und der politische Träger darüber einig waren, dass ein Fortschreiben der bisherigen Aktivitäten zu teuer und unbefriedigend war, wurde gemeinsam von der akademischen und politischen Leitung entschieden, eine entsprechende Restrukturierung einzuleiten. Seit diesem Entscheid hat die Universität Lausanne einen Restrukturierungsprozess durchlaufen, wie er schweizweit noch nie beobachtet werden konnte. Ganze Abteilungen wurden an die benachbarte Eidgenössische Technische Hochschule (EPFL) sowie an die Universität Genf transferiert und ein neuer Schwerpunkt im geistes- und sozialwissenschaftlichen Bereich sowie im Bereich Life Sciences wurde gebildet.

Vergleicht man die Effizienzwerte des Jahres 2003 mit denen des Ausgangsjahres 2000, dann zeigt sich folgendes Bild: Während die Universitäten Lausanne, Neuenburg, St. Gallen sowie die Università della Svizzera Italiana ihre Effizienz steigern konnten, haben die Universitäten Bern, Fribourg und Luzern 2003 niedrigere Effizienzwerte zu verzeichnen. Keine Veränderungen zeigen sich bei den Universitäten Zürich, Basel und Genf. Sie können während des ganzen Beobachtungszeitraums als effizient bezeichnet werden. Interessant ist die Entwicklung der Universität Lausanne, welche – wie bereits erwähnt – seit einigen Jahren einen Restrukturierungsprozess durchläuft. Dieser Prozess scheint sich auszuzahlen, konnte die Universität doch ihre Effizienz kontinuierlich steigern. Die Verbesserung der Effizienz der Università della Svizzera Italiana ist auf die intensive Aufbauphase zurückzuführen, welche diese junge Universität in den Jahren 2000 bis 2003 durchlief. Auch die Universität Luzern scheint sich zu konsolidieren, nachdem in den Jahren 2001 und 2002 die wichtigsten Aufbauarbeiten abgeschlossen werden konnten. Die Universität Neuenburg konnte ihre Effizienz im Vergleich zum Ausgangsjahr 2000 ebenfalls steigern, indem sie neue Forschungsschwerpunkte setzte, während die Universität St. Gallen als erste Universität in der Schweiz die Studienstruktur auf Bachelor- und Masterstudiengänge umstellte, den Bereich Lehre völlig neu konzipierte und damit die gesamte Universität einem Restrukturierungsprozess unterzog.

Das Ergebnis, dass vier von sieben Universitäten eine Zunahme der Effizienz zu verzeichnen haben, scheint die Annahme eines positiven Autonomieeffekts zu bestätigen. Um diese Vermutung jedoch zu erhärten, müsste der Beobachtungszeitraum verlängert werden. In diesem Sinne sind die vorliegenden Ergebnisse nur als eine erste Einschätzung der untersuchten Anreizwirkung zu verstehen. Einer der Gründe für die Heterogenität der Resultate und damit der Schwierigkeit, Effizienzgewinne auszuweisen, könnte darin liegen, dass sich solche Gewinne nur dann realisieren lassen, wenn parallel zur erhöhten Autonomie auch ein leistungsfähiges Universitäts-Management entwickelt wird, was zu einer gewissen Zeitverzögerung führen kann.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 3*

**Inputorientiertes BCC-Modell für die Jahre 2000 – 2003**

| Effizienz | Basel | Bern | Fribourg | Genf | Lausanne | Luzern | Neuenburg | St. Gallen | Zürich | Università della Svizzera Italiana |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | BS00[19] | | | | | | | | | |
| 1 | | BE00 | | | | | | | | |
| 1 | | | FR00 | | | | | | | |
| 1 | | | | GE00 | | | | | | |
| 1 | | | | | | LU00 | | | | |
| 1 | | | | | | | | | ZH00 | |
| 1 | | BE01 | | | | | | | | |
| 1 | | | | GE01 | | | | | | |
| 1 | | | | | | | | HSG01 | | |
| 1 | | | | | | | | | ZH01 | |
| 1 | | | | | | | | | ZH02 | |
| 1 | | | | | | | | | | USI02 |
| 1 | BS03 | | | | | | | | | |
| 1 | | | | GE03 | | | | | | |
| 1 | | | | | | | NE03 | | | |
| 1 | | | | | | | | HSG03 | | |
| 1 | | | | | | | | | ZH03 | |
| 0.99531 | BS01 | | | | | | | | | |
| 0.99032 | | | | GE02 | | | | | | |
| 0.97427 | BS02 | | | | | | | | | |
| 0.97225 | | | | | | | | HSG02 | | |
| 0.96136 | | | | | | | NE02 | | | |
| 0.93383 | | BE02 | | | | | | | | |
| 0.92911 | | BE03 | | | | | | | | |
| 0.90987 | | | | | | | NE00 | | | |
| 0.90460 | | | | | | | | | | USI03 |
| 0.90429 | | | | | | | | HSG00 | | |
| 0.89798 | | | | | LS01 | | | | | |
| 0.89175 | | | | | LS03 | | | | | |
| 0.88410 | | | | | LS02 | | | | | |
| 0.87009 | | | FR01 | | | | | | | |
| 0.86634 | | | | | LS00 | | | | | |
| 0.85376 | | | | | | | NE01 | | | |
| 0.83532 | | | FR02 | | | | | | | |
| 0.81505 | | | | | | LU01 | | | | |
| 0.79312 | | | | | | | | | | USI01 |
| 0.78717 | | | FR03 | | | | | | | |
| 0.70466 | | | | | | LU03 | | | | |
| 0.69570 | | | | | | | | | | USI00 |
| 0.62654 | | | | | | LU02 | | | | |

19 Steht für Universität Basel im Jahr 2000.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## III. Sind die Hochschulen effektiver geworden?

Bei der Überprüfung der Effektivität handelt es sich im Wesentlichen um eine Ergebnisprüfung. Es geht darum festzustellen, ob die mit der Leistungsorientierung verbundenen Zielsetzungen erreicht worden sind oder nicht. Da die Zielsetzungen im Universitätsförderungsgesetz und der entsprechenden Verordnung nur implizit vorhanden sind und bei den entsprechenden Leistungsindikatoren (direkt aus den Zielsetzungen abgeleitet) keine Schwellen- oder Mindestwerte festgesetzt wurden, kann nur von einer Quasi-Effektivitätsprüfung gesprochen werden, in der eruiert wird, ob sich die einzelnen Universitäten in die vom Gesetzgeber gewünschte Richtung hin entwickelt haben.

### 1. Leistungsorientierte Zielsetzungen und Leistungsindikatoren

Um Aussagen über das Verhalten der Universitäten treffen zu können, wurden die relativen Veränderungen der einzelnen Universitäten über die letzten vier Jahre – einzeln und in Summe – im Zusammenhang mit den leistungsorientierten Zielsetzungen ermittelt. Dazu wurden die in der Verordnung zum Universitätsförderungsgesetz aufgelisteten Leistungsindikatoren untersucht. Diese beinhalten im Wesentlichen die Veränderung der Zahl der Studierenden in den Normstudienzeiten, die Zu- oder Abnahme der ausländischen Studierenden, die Entwicklung der Forschungsaktivität und der eingeworbenen Drittmittel.[20] Alle Berechnungen basieren auf denjenigen Datensätzen, welche das Bundesamt für Bildung und Wissenschaft für die Festlegung der Subventionsanteile der einzelnen Universitäten verwendet.[21]

### 2. Erfolg in der Lehre

#### *a) Reduktion der Langzeitstudierenden*

Das Universitätsförderungsgesetz sieht vor, die Aufwendungen für die Lehre durch volumenbezogene, d. h. nach Anzahl der Studierenden berechneten Normbeiträgen abzugelten. Da die Studiendauer in der Schweiz (Abschluss mit durchschnittlich 27,3 Jahren)[22] als zu lang kritisiert wurde, sollen allerdings nur diejenigen Universitäten belohnt werden, welchen es gelingt, Studierende in einer so genannten Normstudienzeit auszubilden. Die Normstudienzeiten betragen für die Medizin 16 Semester und für alle anderen akademischen Disziplinen 12 Semester.

---

20 Die unterschiedlichen Leistungsindikatoren werden wie folgt gewichtet: Studierende in den Normstudienzeiten mit 60 %, ausländische Studierende mit 10 %, Forschungsaktivitäten mit 25 % und private Drittmittel mit 5 %.

21 Vgl. Universitätsförderungsgesetz und Verordnung zum Universitätsförderungsgesetz.

22 Bundesamt für Statistik (Hrsg. / 2).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Betrachtet man die Zahlen in Tabelle 4, dann wird deutlich, dass die meisten Universitäten eine Zunahme der Studierenden in den Regelstudienzeiten vermelden konnten, obwohl die Zunahme eher gering war (die Ausgangsdaten finden sich in Tabelle 9 im Anhang). Nur an den Universitäten von Neuenburg und Zürich hat die Zahl der Regelstudierenden ab- und damit die Zahl der Langzeitstudierenden zugenommen. Die Universitäten von Luzern und Tessin müssen an dieser Stelle von der Betrachtung ausgeschlossen werden, da es sich um Neugründungen handelt und diese Universitäten daher noch nicht mit dem Problem der Langzeitstudierenden konfrontiert sind. Im Blick auf die gesamte Schweiz muss festgestellt werden, dass sich im Jahr 2000 88 % und im Jahr 2003 88.8 %. aller Studierenden in den Normstudienzeiten befanden. Diese leichte Zunahme von Studierenden in den Normstudienzeiten bedeutet, dass das im Universitätsförderungsgesetz vorgesehene Anreizsystem in diesem Bereich nicht als sehr effektiv bezeichnet werden kann. Dies ist umso erstaunlicher, als auch der horizontale Finanzausgleich[23] das gleiche Anreizsystem verwendet (Normstudienzeiten). Es muss daher davon ausgegangen werden, dass die Universitäten entweder immer noch zögern, den Studierenden bezüglich Normstudienplänen und Normstudienzeiten bindende Vorschriften zu machen oder die nachführenden Erlasse, welche von den Universitäten zu verabschieden waren (höhere Studiengebühren für Langzeitstudierende) aufgrund der kurzen Zeitdauer noch keine Wirkung entfalten konnten.

*Tabelle 4*

**Erfolg in der Lehre: inländische Studierende in den Normstudienzeiten 2000 – 2003**

| Anzahl Studierende in den Normstudienzeiten / Gesamtzahl der CH-Studierende | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Universität | Jahr | | | | Veränderung in % |
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 – 2003 |
| Basel | 85,6 | 85,9 | 86,3 | 87,6 | 2,3 |
| Bern | 84,3 | 85 | 86,3 | 88,5 | 5 |
| Fribourg | 86 | 86,8 | 87,1 | 86,9 | 1 |
| Genf | 91,4 | 92,3 | 92,8 | 93 | 1,8 |
| Lausanne | 94,4 | 94,7 | 95 | 94,5 | 0,1 |
| Luzern | – | – | – | – | – |
| Neuenburg | 86,2 | 86,5 | 85,7 | 85,9 | –0,3 |
| St. Gallen | 94,6 | 95,1 | 94,7 | 94,6 | 0 |
| Zürich | 81,9 | 82,6 | 90,4 | 80,4 | –1,8 |
| USI | – | – | – | – | – |

23 Im Rahmen eines horizontalen Finanzausgleichs bezahlen die Nichtuniversitätskantone eine feste Summe pro Studierenden aus ihren Kantonen an die entsprechenden Universitätskantone (Trägerkantone).



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*b) Erhöhung des Anteils ausländischer Studierender*

Ein Ziel des Bundes, aber auch der Universitäten ist es, die Zahl der ausländischen Studierenden zu erhöhen, um die Universitäten auch auf Seiten der Studierenden zu internationalisieren. Aus diesem Grund wurde im Universitätsförderungsgesetz ein entsprechender Anreiz gesetzt: die Universitäten erhalten vom Bund für die ausländischen Studierenden zusätzlich zur normalen Abgeltung eine separate Prämie. Im Gegensatz zur Zahl der Studierenden in den Normstudienzeiten hat dieser Anreiz die gewünschte Wirkung entfaltet: Die Zahl der ausländischen Studierenden hat in den Jahren 2000 – 2003 um 20 % zugenommen. Im Jahr 2003 waren 21,4 % aller Studierenden Ausländer. Auch im europäischen Vergleich kann dieser Anteil als relativ hoch bezeichnet werden, zumal ausländische Studierende, die ihre Universitätszulassung in der Schweiz erworben haben, nicht in diese Statistik einfließen. Den höchsten Anteil an ausländischen Studierenden weisen die Universita della Svizzera Italiana, sowie die Universitäten Genf und St. Gallen auf. Am erfolgreichsten im Sinne des Universitätsförderungsgesetzes waren die Universitäten Zürich und St. Gallen, über relativ wenig ausländische Studierende verfügen die Universitäten Bern und Luzern (siehe Tabelle 5). Die Ausgangsdaten für die Berechnungen finden sich im Anhang in Tabelle 10.

*Tabelle 5*

**Erfolg in der Lehre: ausländische Studierende in der Schweiz in den Jahren 2000 – 2003**

| Anzahl ausländischer Studierender / Gesamtzahl der Studierenden | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Universität | Jahr | | | | Veränderung in % |
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 – 2003 |
| Basel | 18,8 % | 19,0 % | 20,4 % | 20,1 % | 7,4 % |
| Bern | 7,7 % | 8,1 % | 8,3 % | 8,2 % | 6,5 % |
| Fribourg | 16,8 % | 17,4 % | 18,0 % | 17,8 % | 5,9 % |
| Genf | 34,9 % | 36,3 % | 37,6 % | 38,3 % | 9,5 % |
| Lausanne | 20,7 % | 20,4 % | 20,8 % | 21,0 % | 1,1 % |
| Luzern | 18,4 % | 13,1 % | 9,8 % | 8,9 % | –51,4 % |
| Neuenburg | 22,9 % | 22,9 % | 22,6 % | 22,9 % | 0 % |
| St. Gallen | 26,1 % | 27,0 % | 29,1 % | 31,5 % | 20,5 % |
| Zürich | 11,6 % | 11,8 % | 12,6 % | 12,9 % | 11,0 % |
| USI | 41,6 % | 42,7 % | 43,1 % | 45,7 % | 9,8 % |

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 3. Erhöhung der Forschungsaktivität

Als Grundlage für die Bemessung der *Forschungsleistungen* dienen diejenigen Mittel, welche die Universitäten von Seiten der staatlichen Forschungsförderung (Schweizerischer Nationalfonds, EU-Gelder oder von der Kommission für Technologie und Innovation [KTI]) erhalten. Da alle diese Mittel im Wettbewerb vergeben werden, erlauben sie eine gute Einschätzung des Erfolges in der Forschung. Um die im Gesetz geforderte Aktivitätskennzahl zu bestimmen, wurde die Anzahl Projektmonate pro Professor je Universität berechnet. Diese Kennzahl hat den Vorteil, dass sozial-, geistes- und naturwissenschaftliche Fächer gleich behandelt werden können, was bei einer reinen finanzorientierten Betrachtungsweise nicht möglich wäre (Verzerrungen aufgrund der höheren Infrastrukturkosten im Bereich der Naturwissenschaften und Life Sciences).

*Tabelle 6*

**Erfolg in der Forschung für die Jahre 2000 – 2003**

| Anzahl Monate (SNF, EU, KTI) / Anzahl Professoren | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Universität | Jahr | | | | Veränderung in % |
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 – 2003 |
| Basel | 17,0 | 15,0 | 15,2 | 18,0 | 5,9 % |
| Bern | 19,8 | 19,3 | 18,7 | 18,0 | –9,1 % |
| Fribourg | 8,3 | 8,0 | 7,7 | 8,2 | –1.2 % |
| Genf | 18,1 | 17,8 | 18,1 | 19,0 | 5,0 % |
| Lausanne | 13,3 | 13,1 | 12,6 | 13,2 | –0,8 % |
| Luzern | 3,2 | 1,8 | 0,8 | 2,9 | –9,4 % |
| Neuenburg | 12,1 | 11,8 | 13,8 | 13,5 | 11,6 % |
| St. Gallen | 3,1 | 3,5 | 4,2 | 5,8 | 87,1 % |
| Zürich | 15,7 | 16,7 | 16,2 | 16,2 | 3,2 % |
| USI | 3,5 | 3,5 | 4,5 | 6,8 | 94,2 % |

Betrachtet man die Aktivitäten der einzelnen Universitäten in Tabelle 6, kann man bei den Universitäten Bern, Fribourg, Lausanne und Luzern eine Abnahme und bei den Universitäten Basel, Genf, Neuenburg, St. Gallen, Zürich sowie dem USI eine Zunahme der Forschungsaktivität feststellen.[24] Den größten Aktivitätsanstieg verzeichnen die Università della Svizzera Italiana sowie die Universität

[24] Speziell zu bemerken gilt, dass die Universität Luzern eine sehr junge Universität ist und sich dies auch bei den Forschungsaktivitäten bemerkbar macht, da der Lehrkörper in den betrachteten Jahren mit dem Aufbau von Studiengängen und Lehrstühlen beschäftigt war und die Forschungsaktivität aus diesem Grund etwas in den Hintergrund getreten ist. Ähnliches gilt für die Università della Svizzera Italiana.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

St. Gallen, allerdings auf einem relativ tiefen und unterdurchschnittlichen Niveau. Spitzenreiter sind im Jahr 2003 die Universitäten Genf, Basel, Bern und Zürich. Sie können als die forschungsaktivsten Universitäten in der Schweiz bezeichnet werden. Vergleicht man alle Universitäten mit dem gesamtschweizerischen Durchschnitt von 12,2 Monaten pro Professor / in im Jahr 2003, schneiden die Universitäten von Basel, Bern, Genf, Lausanne, Neuenburg und Zürich überdurchschnittlich ab. Alle übrigen Universitäten liegen unter dem Durchschnitt. Die bekannteste und international renommierteste Universität der Schweiz, die ETH Zürich, befindet sich allerdings nicht im Sample, da sie anderen institutionellen Rahmenbedingungen unterworfen ist als die kantonalen Universitäten und daher vom Bund auch keine leistungsorientierten Finanzhilfen erhält.

Über die gesamte Periode 2000 – 2003 ist die durchschnittliche Forschungsaktivität der kantonalen Universitäten um 7 % gestiegen, von 11,4 Monaten im Jahr 2000 auf 12,2 Monate im Jahr 2003. Die Frage nach der Wirkung des im Gesetz konzipierten Anreizsystems kann dahingehend beantwortet werden, dass sich die Universitäten offensichtlich den Intentionen des Gesetzgebers entsprechend verhalten haben: Über die Hälfte der Universitäten haben ihre Forschungsaktivitäten intensiviert.

## 4. Erhöhung der Drittmittel

Da die Finanzen der öffentlichen Hand in Zukunft eher knapper werden dürften, war eine der Zielsetzungen des Bundes, die Einwerbung von privaten Drittmitteln speziell zu honorieren. Vergleicht man die Zahlen in Tabelle 7, so wird deutlich, dass über die gesamte Zeitdauer 2000 – 2003 alle Universitäten, ausser der Universität St. Gallen, dieser Zielsetzung nachgekommen sind. Zur „Ehrenrettung" der Universität St. Gallen ist allerdings anzumerken, dass diese Universität rund ein Drittel ihres Budgets aus Drittmitteln finanziert. Bezogen auf die gesamte Schweiz betrug der durchschnittliche Drittmittelanteil im Jahr 2003 9,2 %. Besonders erfolgreich in der Drittmittelakquisition waren die neu gegründete Universität Luzern und die Università della Svizzera Italiana sowie die Universitäten von Genf, Zürich und Basel.

Insgesamt kann festgestellt werden, dass die Drittmittel schweizweit um 18,8 % oder um 48.343.000 Fr. gestiegen sind (von 257,029 Millionen CHF auf 305,372 Millionen CHF). In diesem Sinne kann von einem Erfolg dieses Anreizsystems gesprochen werden und die Zielsetzung des Gesetzgebers als erfüllt betrachtet werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 7*

**Erfolg bei der Drittmittelaquisition in den Jahren 2000 – 2003**

| Drittmittelaquisition in Tausend | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Universität | Jahr | | | | Veränderung in % |
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2000 – 2003 |
| Basel | 25.384 | 28.559 | 30.482 | 33.276 | 31,1 % |
| Bern | 33.549 | 32.486 | 34.256 | 37.412 | 11,5 % |
| Fribourg | 10.938 | 10.619 | 11.307 | 11.768 | 7,6 % |
| Genf | 57.065 | 73.105 | 82.988 | 73.203 | 28,3 % |
| Lausanne | 40.997 | 43.911 | 42.950 | 43.197 | 5,4 % |
| Luzern | 373 | 604 | 1.033 | 1.280 | 243,2 % |
| Neuenburg | 12.251 | 16.661 | 12.743 | 13.000 | 6,1 % |
| St. Gallen | 20.404 | 19.660 | 18.392 | 18.780 | –8,0 % |
| Zürich | 55.464 | 64.570 | 70.474 | 72.441 | 30,6 % |
| USI | 604 | 0 | 695 | 1.015 | 68,0 % |

## 5. Erfolg in allen Bereichen?

Betrachtet man in Tabelle 8 die Entwicklung der Universitäten in den letzten Jahren, haben sich die meisten Universitäten im Sinne der ursprünglichen Zielsetzungen des Gesetzgebers positiv entwickelt:

- an fast allen Universitäten ist der Anteil der ausländischen Studierenden angestiegen;
- bei den Forschungsaktivitäten hat sich mehr als die Hälfte der Universitäten positiv entwickelt;
- praktisch alle Universitäten waren bei der Akquisition von Drittmitteln erfolgreich.

Die einzige Zielsetzung, deren Erfüllung nicht ganz den Erwartungen entspricht, ist die Reduktion der Langzeitstudierenden. Bedenkt man, dass dieser Indikator zu 60 % in die Berechnung der Bundessubventionen einfliesst, muss die Wirksamkeit der leistungsorientierten Finanzierung mit einem gewissen Fragezeichen versehen werden.

Um die Gesamtentwicklung der Effektivität zu visualisieren, wurden den einzelnen Universitäten für die Erfüllung der unterschiedlichen Zielsetzungen Punkte vergeben.[25]

[25] Vergeben wurden folgende Punkte:
- für eine Veränderung von $-2\,\% \leq x \leq +2\,\%$ — 0 Punkte
- für eine Veränderung von $-10\,\% < x < -2\,\%$ bzw. $+2\,\% < x < +10\,\%$ — –0.5 bzw. +0.5 Punkte
- für eine Veränderung von $-10\,\% \geq x$ bzw. $x \geq +10\,\%$ — –1 bzw. +1 Punkt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 8*

**Gesamtentwicklung der Effektivität**

| Gesamtentwicklung | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Universität | Bereiche | | | | Total |
| | Studierende | Ausländer | Forschung | Drittmittel | |
| Basel | 0,5 | 0,5 | 0,5 | 1 | 2,5 |
| Bern | 0,5 | 0,5 | –0,5 | 1 | 1,5 |
| Fribourg | 0 | 0,5 | 0 | 0,5 | 1 |
| Genf | 0 | 0,5 | 0,5 | 1 | 2 |
| Lausanne | 0 | 0 | 0 | 0,5 | 0,5 |
| Luzern | – | –1 | –0,5 | 1 | –0,5 |
| Neuenburg | 0 | 0 | 1 | 0,5 | 1,5 |
| St. Gallen | 0 | 1 | 1 | –0,5 | 1,5 |
| USI | – | 0,5 | 1 | 1 | 2,5 |
| Zürich | 0 | 1 | 0,5 | 1 | 2,5 |

Die maximale Punktzahl von vier kann theoretisch von allen Universitäten ausser der Università della Svizzera Italiana und der Universität Luzern erreicht werden. Die letztgenannten Universitäten können nur drei Punkte erreichen, da sie als sehr junge Universitäten noch nicht mit der Problematik der Langzeitstudierenden konfrontiert waren. Am effektivsten im Sinne des Universitätsförderungsgesetzes haben sich die Università della Svizzera Italiana sowie die Universitäten Zürich und Basel entwickelt, gefolgt von der Universität Genf. Die geringste Auswirkung zeigte das Gesetz auf die Universität Luzern, welche die jüngste Universität in der Schweiz ist und mit den Problemen des Aufbaus von Strukturen und Lehrstühlen zu kämpfen hatte.

## IV. Resümee

Nach einer Zeitspanne von durchschnittlich sieben Jahren nach Einführung der kantonalen Universitätsgesetze, welche den Universitäten insgesamt eine grössere Autonomie brachten, kann festgestellt werden, dass die Übertragung von gewissen Entscheidungsbefugnissen sowie die Einführung von Leistungsvereinbarungen und Globalbudgets bei vier Universitäten zu leichten Effizienzgewinnen führte. Bei drei Universitäten hat sich die Effizienz verschlechtert und weitere drei Universitäten zeigten keine Veränderung während des Beobachtungszeitraumes. Dieses etwas uneinheitliche Bild lässt vermuten, dass größere Autonomie nicht per se zu einer höheren Effizienz der Universitäten führt. Offensichtlich braucht es für die Realisierung von Effizienzgewinnen noch zusätzliche Anstrengungen. Es sind

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dies interne Reformen organisatorischer Art, die sowohl die Ablauf- als auch die Aufbauorganisation betreffen, und last but not least auch eine Veränderung der Universitätskultur. Diese Veränderungen müssen allerdings von den Universitäten selbst ausgehen und können nicht von außen vorgegeben werden. Realiter haben diejenigen Universitäten, die ihre Effizienz im Vergleich zum Ausgangsjahr steigern konnten, grössere Restrukturierungsprozesse hinter sich. Was aus den Daten ebenfalls hervorgeht, ist die Tatsache, dass in der Schweiz die Bildungsministerien offensichtlich nicht für alle Ineffizienzen verantwortlich gemacht werden können, die man in der Vergangenheit zu beobachten glaubte und aufgrund derer die Reformen im Universitätsbereich erfolgten.

Ob die leistungsorientierte Finanzierung des Bundes – das neue Anreizsystem mit Ideen aus dem Public Management – seine Wirkung entfalten kann, ist heute noch nicht abschliessend zu beurteilen, da die Zeitspanne seit der Inkraftsetzung des neuen Universitätsförderungsgesetzes relativ kurz ist (vier Jahre). Speziell zu bemerken ist, dass die Abgeltung nach Normstudienzeiten bis heute keine grössere Reduktion der Langzeitstudierenden gebracht hat, obwohl sowohl der Bund als auch die Nichtuniversitätskantone gleichgerichtete Anreizsysteme verwenden, welche vorsehen, dass nur Gelder für Studierende in den Normstudienzeiten an die Universitäten ausbezahlt werden. Ein Grund für das Versagen dieser Anreize könnte darin liegen, dass sich die Universitäten mit der Einführung entsprechender Reglemente – zum Beispiel deutlich erhöhte Studiengebühren für Langzeitstudierende – Zeit gelassen haben.

Ob die festgestellte, leichte Erhöhung der Forschungsaktivität und die erhöhte Drittmittelquote ausschließlich auf das Anreizsystem im Universitätsförderungsgesetz zurückzuführen sind, ist nicht evident. Aufgrund der knappen öffentlichen Gelder sind auch die Universitäten bis auf Ebene der einzelnen Lehrstühle gehalten, zusätzliche Gelder zu akquirieren. Eine solche Möglichkeit ist einerseits die Forschungsfinanzierung über den Nationalfonds und die EU-Programme, andererseits die Einwerbung von privaten Drittmitteln. Von beiden Möglichkeiten wurde an vielen Orten auch tatsächlich rege Gebrauch gemacht, wie in dieser Arbeit nachgewiesen werden konnte.

Obwohl die Einführung der leistungsorientierten Finanzierung nicht zu grösseren Veränderungen im Universitätsbereich geführt hat, ist diese Finanzierungsart trotz allem einer input-orientierten Finanzierung vorzuziehen, da nicht in erster Linie von Besitzstandsgarantien, sondern von Zielsetzungen ausgegangen wird, die erreicht werden sollen.

## Literatur

*Backes-Gellner,* U. / *Zanders,* E. (1989): Lehre und Forschung als Verbundproduktion – Data-Envelopment-Analysis und organisationsökonomische Interpretationen der Realität in wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereichen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 59, S. 271 – 290.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Banker,* R. D. / *Charnes,* A. / *Cooper,* W. W. (1984): Some models for estimating technical an scale inefficiencies in data envelopment analysis. In: Management Science 30(9), S. 1078 – 1092.

*Burke,* J. C. / *Minassians,* H. (2002): Performance Reporting: The Preferred „No Cost" Accountability Program – The Sixth Annual Report. New York: The Nelson A. Rockefeller Institute of Government.

*Charnes,* A. / *Cooper,* W. W. / *Rhodes,* E. L. (1978): Measuring the Efficiency of Decision Making Units. In European Journal of Operational Research 2(6), S. 429 – 444.

*Cooper,* W. W. / *Seiford,* L. M. / *Tone,* K. (1999): Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software. Boston: Kluwer Academic Publishers.

*Fandel,* G. (2003): Zur Leistung nordrhein-westfälischer Universitäten: Gegenüberstellung einer Verteilungslösung und der Effizienzmasse einer Data Envelopment Analysis. In: Backes-Gellner, U. / Schmidtke, C. (Hrsg.): Hochschulökonomie – Analysen interner Steuerungsprobleme und gesamtwirtschaftlicher Effekte. Schriften des Vereins für Sozialpolitik. Neue Folge, Band 296, Berlin, S. 33 – 50.

*Schenker-Wicki,* A. (2004): Das System der Hochschulfinanzierung in der Schweiz – ein weiterführender Ansatz für Deutschland. In: Färber, G. / Renn, S. (Hrsg.): Zehn Jahre Hochschulreformen seit dem Eckwertepapier – Anstöße, Maßnahmen, Erfolg. Duncker & Humblot, Berlin, S. 107 – 122.

Universitätsförderungsgesetz: Bundesgesetz vom 8. 10. 1999 über die Förderung der Universitäten und über die Zusammenarbeit im Hochschulbereich (UFG), SR 414.20, Stand 03. 10. 2003.

Verordnung zum Universitätsförderungsgesetz (UFV), SR 414.201, Stand: 05. 12. 2000.

## URL-Adressen

Bundesamt für Statistik (Hrsg. / 1): Finanzierung des Aufwandes UH, 2003, in: Internet http: // www.bfs.admin.ch / bfs / portal / de / index / themen / systemes_d_indicateurs / indicateurs_ des_hautes / hochschulindikatoren.tables.10204.html.
Zugriff am 12. 01. 2005.

Bundesamt für Statistik (Hrsg. / 2): Alter beim Erwerb des Lizenziats / Diplom UH, Hochschulindikatoren Universität 2003, in: Internet http: // www.bfs.admin.ch / bfs / portal / de / index / themen / systemes_d__indicateurs / indi cateurs_des_hautes / hochschulindikatoren. indicator.10407.html
Zugriff am 17. 01. 2005.

Staatssekretariats für Bildung und Forschung (Hrsg.): Aufteilung der Grundbeiträge nach UFG, 2000 – 2003: Adresse unter http: / / www.sbf.admin.ch / index.html.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Anhang

*Tabelle 9*

**Zahl der Studierenden in den Jahren 2000 – 2003**

| Universität | Jahr | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
| Basel | 7.606 | 7.661 | 8.034 | 8.711 |
| Bern | 10.193 | 10.743 | 11.632 | 12.562 |
| Fribourg | 8.849 | 9.084 | 9.642 | 9.998 |
| Genf | 13.178 | 13.347 | 14.114 | 14.598 |
| Lausanne | 9.893 | 9.829 | 10.159 | 10.166 |
| Luzern | 256 | 434 | 722 | 1.144 |
| Neuenburg | 3.136 | 3.210 | 3.252 | 3.261 |
| St. Gallen | 4.705 | 4.937 | 4.915 | 4.839 |
| Zürich | 20.598 | 21.303 | 22.350 | 23.298 |
| USI | 1.410 | 1.584 | 1.637 | 1.757 |

*Tabelle 10*

**Zahl der ausländischen Studierenden in der Schweiz in den Jahren 2000 – 2003**

| Universität | Jahr | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
| Basel | 1.427 | 1.459 | 1.635 | 1.755 |
| Bern | 786 | 868 | 967 | 1.032 |
| Fribourg | 1.487 | 1.577 | 1.736 | 1.779 |
| Genf | 4.605 | 4.844 | 5.305 | 5.586 |
| Lausanne | 2.052 | 2.008 | 2.112 | 2.132 |
| Luzern | 47 | 57 | 71 | 102 |
| Neuenburg | 719 | 735 | 734 | 746 |
| St. Gallen | 1.230 | 1.333 | 1.428 | 1.524 |
| Zürich | 2.389 | 2.507 | 2.810 | 2.999 |
| USI | 587 | 677 | 705 | 803 |

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Warum bilden Betriebe ihre Mitarbeiter weiter – oder auch nicht? Ein theoretischer Ansatz zur Erklärung unterschiedlicher Weiterbildungsaktivitäten von Betrieben[1]

Von *Renate Neubäumer,* Landau

## I. Einleitung

Um wettbewerbfähig zu bleiben, modernisieren Betriebe ihre Organisations- und Produktionsstruktur, bringen neue Produkte auf den Markt und passen sich veränderten Kundenwünschen an. Dies erfordert eine zunehmende berufliche Flexibilität ihrer Beschäftigten, die nur erreicht werden kann, wenn die Ausbildung in Schule, Betrieb und Hochschule durch *Weiterbildung* an sich wandelnde Anforderungen und Tätigkeitsinhalte angepasst wird. Daher ist die Notwendigkeit von Weiterbildung, von *„lebenslangem Lernen"* unumstritten; einzelne Autoren gehen so weit, der beruflichen Weiterbildung eine „Schlüsselrolle für die gesamte Wirtschafts- und Sozialpolitik zuzuschreiben" (*Grünewald/Sauter* 1994, S. 179).

Dabei sind „die Unternehmen und Betriebe in Deutschland [...] die bedeutendsten Träger von Weiterbildung" (*Bellmann/Düll* 1999, S. 318). Aber nicht alle Unternehmen investieren in das Humankapital ihrer Arbeitnehmer: 1999 waren nur 42 % aller ostdeutschen und 38 % aller westdeutschen Betriebe weiterbildungsaktiv (vgl. *Bellmann/Düll/Leber* 2001). Darüber hinaus streute die Weiterbildungsintensität, der Anteil der weitergebildeten Beschäftigten an allen Beschäftigten, zwischen den Betrieben erheblich.

Für dieses *unterschiedliche Weiterbildungsverhalten* von Betrieben gibt es eine Vielzahl von Erklärungsansätzen, die allerdings oft nur einzelne Aspekte in den Vordergrund rücken, wie beispielsweise die Frage, warum Betriebe auch die Bildung von allgemeinem Humankapital finanzieren. Vor diesem Hintergrund wird hier ein *geschlosseneres theoretisches Konzept* entwickelt, das die verschiedenen Ansätze und Hypothesen in einen transaktionskostentheoretischen Gesamtzusammenhang stellt, um zu erklären, von welchen spezifischen Charakteristika eines Betriebes und seiner Mitarbeiter es abhängt, ob Weiterbildung sich auszahlt.

[1] Für ihre konstruktive Kritik und ihre Anregungen bedanke ich mich bei den beiden anonymen Gutachtern.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Teil II* verdeutlicht mit dem *Transaktionskostenansatz* die *theoretische Grundlage* dieses Konzepts. Er führt zu einer *ganzheitlichen Sicht des Betriebes* und trägt seiner Einbettung in seine Beschaffungs-, Absatz- und Arbeitsmärkte Rechnung. Entsprechend kann der *theoretische* Ansatz in *Teil III* weit besser erklären, warum so große betriebsspezifische Unterschiede zwischen den Kosten und Erlösen von Weiterbildungsinvestitionen auftreten und damit auch, warum sich Weiterqualifizierungsmaßnahmen nur für einen Teil der Betriebe lohnen. *Teil IV* fasst abschließend die Ergebnisse zusammen und gibt einen kurzen Forschungsausblick.

## II. Der theoretische Hintergrund

### 1. Eine transaktionskostentheoretische Sichtweise des Betriebes

Den theoretischen Hintergrund für die Erklärung des betrieblichen Weiterbildungsverhaltens[2] bildet der Transaktionskostenansatz, der sich mit folgendem Zitat von Williamson (1989, S. 136)[3] charakterisieren lässt: „(T)ransaction costs economics (1) is more microanalytic, (2) is more self-conscious about its behavioral assumptions, (3) introduces and develops the economic importance of asset specifity, (4) relies more on comparative institutional analysis, (5) regards the business firm as a governance structure rather than a production function, (6) places greater weight on the ex post institutions of contract ... and (7) works out of a combined law, economics and organization perspective." Er führt zunächst zu einer *ganzheitlichen Sicht des Betriebes,* die nicht nur seinen *Leistungserstellungsprozessen,* sondern auch seinem *Organisations- und Informationssystem* – und den Interdependenzen zwischen beiden – Rechnung trägt. Die Unternehmung wird nicht (nur) als „production function", sondern als *„governance structure"* gesehen. Entsprechend spielen für die betriebliche Entscheidungsfindung neben Produktionskosten *Transaktionskosten* eine wesentliche Rolle. Dabei kann über Produktions- und Transaktionskosten nur gemeinsam entschieden werden,[4] denn beide Arten von Kosten werden von denselben längerfristigen Entscheidungen des Unternehmens beeinflusst (vgl. Abbildung 1).

Im Kontext des Transaktionskostenansatzes und damit von „asset specifity", „uncertainty" und „certain behavioral assumptions" muss eine Unternehmung weit

---

2 Wir betrachten hier nur die betriebliche Weiterbildung, d. h. „Formen organisierten Lernens, die vom Betrieb durchgeführt und/oder veranlasst und (mit-)finanziert werden" (*Baethge* u. a. (1990), S. 198; zitiert nach *Pannenberg* (1995), S. 12. Ergänzung des Zitats um den Ausdruck in der Klammer).

3 Zitiert nach *Sesselmeier/Blauermel* (1997), S. 194.

4 Diese Sichtweise wird auch von *Williamson* (1981), S. 206, *Gümbel* (1985), S. 162 f., und *Albach* (1988), S. 1160 ff., vertreten Dagegen unterscheidet Arrow (1969), S. 60, zwischen systemunabhängigen und lediglich durch die Produktionsfunktion determinierten Produktionskosten und von der Organisationsform (und damit dem Wirtschaftssystem) geprägten Transaktionskosten.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mehr *längerfristige Entscheidungen* treffen, die zunächst *irreversible Kosten* verursachen, aber in der Zukunft *Quasirenten* erwarten lassen. Zu Investitionen in Sachkapital kommen *Investitionen in immaterielle Werte,* wie in Forschung und Entwicklung und – eng damit verknüpft – in Produkt- und Verfahrensinnovationen, in den Auf- und Ausbau von Marken, in längerfristige Lieferbeziehungen oder in das Humankapital von Mitarbeitern (vgl. *Neubäumer/Kohaut* 2002). Mit solchen Investitionen kann die Unternehmung ihre *Wettbewerbsposition* an ihren *Beschaffungs-, Absatz- und Arbeitsmärkten* beeinflussen und umgekehrt beeinflusst ihre Marktstellung dort, inwieweit sich solche Investitionen – und damit auch Qualifizierungsmaßnahmen – auszahlen. Schließlich hat Unsicherheit bei Weiterbildung zur Folge, dass die Betriebe allenfalls die Wahrscheinlichkeit abschätzen können, mit der sich die Erlöse dieser Humankapitalinvestition realisieren lassen.

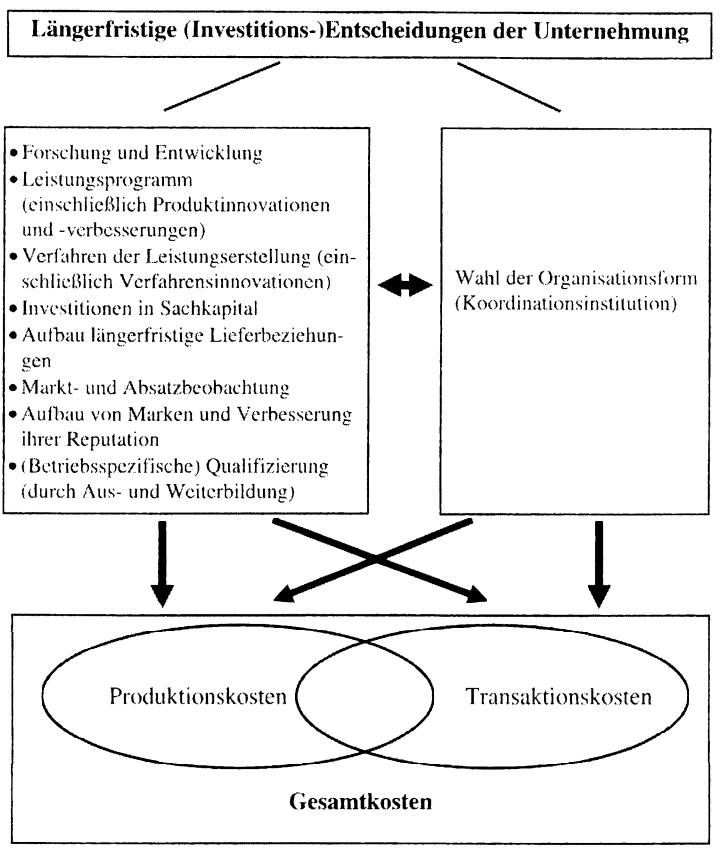


Abbildung 1: Längerfristige Entscheidungen der Unternehmen im Kontext von Produktions- und Transaktionskosten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 2. Bisherige theoretische Ansätze zur Erklärung des betrieblichen Weiterbildungsverhaltens

### *a) Abweichungen von der „Becker'schen Finanzierungsregel"*

Eine große Gruppe theoretischer Ansätze stellt darauf ab zu erklären, warum es zu Abweichungen von der „Becker'schen Finanzierungsregel" kommt, d. h. warum sich Arbeitgeber an den Kosten einer allgemeinen (Weiter-)Qualifizierung beteiligen.

*Franz/Soskice* (1995) und *Neubäumer* (1999) argumentieren, dass *spezifisches Humankapital,* das ein längerfristiges Beschäftigungsverhältnis für Arbeitgeber und Arbeitnehmer gleichermaßen attraktiv macht, und *allgemeines Humankapital* i. d. R. *komplementär* sind. Dann reicht für eine betriebliche Investition in allgemeines Humankapital aus, dass der Arbeitnehmer gleichzeitig spezifische Kenntnisse und Fertigkeiten erwirbt. Allerdings hat spezifisches Humankapital für die verschiedenen Betriebe einen ganz unterschiedlichen Stellenwert, so dass nur ein Teil der Betriebe bereit ist, hohe Kosten bei der Dualen Berufsausbildung zu tragen, die in starkem Maße allgemeines Humankapital vermittelt.[5] *Glick/Feuer* und *Desai*[6] knüpfen ebenfalls an der Komplementarität von spezifischem und allgemeinem Humankapital an. Sie berücksichtigen die *Gefahr opportunistischen Verhaltens* der Arbeitgeber, denn die verfügten in der – durch spezifische Weiterbildung entstehenden – „small-numbers-bargaining"-Situation über strategische Vorteile. In diesem Fall stellt eine allgemeine Weiterbildungsmaßnahme für die Beschäftigten eine Versicherung gegen opportunistisches Arbeitgeberverhalten dar.[7]

Dagegen gehen *Katz/Zindermann* (1990) davon aus, dass die ausbildenden Betriebe über den Wert des durch Weiterbildung gebildeten allgemeinen Humankapitals mehr wissen als externe Arbeitgeber. Aufgrund dieser *Informationsasymmetrie* steigen die Markteinkommen der Arbeitnehmer um weniger als den Produktivitätsvorteil durch die Weiterbildung, so dass sich für sie ein Verbleib im Betrieb auch bei einer allgemeinen Qualifizierungsmaßnahme lohnt.

*Hashimoto* (1981) führt erstmals *ex ante-Unsicherheit* bei Weiterbildung in die Analyse ein. Vor der Qualifizierung lässt sich nicht eindeutig angeben, ob und inwieweit dadurch *allgemeines oder spezifisches Humankapital* entsteht. Stellt sich ex post heraus, dass die Weiterbildungsmaßnahme spezifische Kenntnisse und Fertigkeiten vermittelt hat, so erhöht sie die Verbleibwahrscheinlichkeit des Arbeit-

---

[5] Die theoretischen Ansätze von *Franz/Soskice* (1995) und *Neubäumer* (1999) erklären mit der Komplementarität von allgemeinem und spezifischem Humankapital das – sehr unterschiedliche – Verhalten von Betrieben bei der Dualen Berufsausbildung. Diese Idee greifen *Kessler/Lüfelsmann* (2002) wieder auf: Sie betonen, dass diese Komplementarität nicht technologischer Art zu sein braucht und prägen dafür den Begriff der „incentive complementarity", die die Finanzierung allgemeinen Humankapitals durch die Betriebe lohnend macht.

[6] Vgl. *Glick/Feuer* (1984) und *Feuer/Glick/Desai* (1991).

[7] Zu einer kritischen Sicht dieses Ansatzes vgl. *Alewell* (1998).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nehmers und die arbeitgeberseitige Finanzierung hat sich gelohnt. Denkbar ist allerdings auch, dass der Betrieb die Bildung weitgehend allgemeinen Humankapitals bezahlt hat. Bei *Stevens* (1994, 1996) resultiert die *ex ante-Unsicherheit* über die Erträge der Weiterbildung aus *exogenen Schocks,* wie beispielsweise technologischen Änderungen in einer oder mehreren Branchen. Bei entsprechender Umweltentwicklung ist es ex post möglich, dass sich mit dem Humankapital in anderen Betrieben höhere Erträge erzielen lassen als im Ausbildungsbetrieb.[8]

Bei *Alewell* (1998) findet man ein *umfassendes Modell,* das erklärt, warum betriebliche Investitionen in allgemeines Humankapital ökonomisch sinnvoll sind. Die Unsicherheit über die Erträge von Weiterbildung resultiert hier neben exogenen Faktoren noch aus dem Verhalten der Arbeitgeber, die die potentiellen Einsatzbedingungen des Humankapitals über ihre Investitions-, Produktions- und Beschäftigungsentscheidungen beeinflussen können, und dem Verhalten der Arbeitnehmer, die über den Wechsel in einen anderen Betrieb entscheiden. Hinzu kommt die Annahme, dass Betriebe risikoneutral und ihre Beschäftigten risikoavers sind. Vor diesem Hintergrund erweist es sich als effizient, dass die Arbeitgeber sowohl das exogene als auch das aus ihrem eigenen Verhalten resultierende Ertragsrisiko tragen, indem sie auch den allgemeinen Teil der Weiterbildungsinvestition vollständig finanzieren.[9]

Schließlich haben *Acemoglu/Pischke* (1998) ein Modell entwickelt, bei dem betriebliche Investitionen in allgemeines Humankapital damit erklärt werden, dass der durch die allgemeine Qualifizierung erzielte Produktivitätsanstieg nicht vollständig im Lohn weitergegeben werden muss. Eine solche *„komprimierte Lohnstruktur"* wird auf *Unvollkommenheiten der Arbeitsmärkte* zurückgeführt, die vor allem aus Wechselkosten der Arbeitnehmer und verschiedenen Informationsasymmetrien resultieren.[10] *Acemoglu/Pischke* fassen mit ihrem Modell verschiedene theoretische Ansätze zusammen. Dabei bleibt ihre Betrachtung allerdings auf den *Arbeitsmarkt beschränkt;* der Wettbewerbsposition der Betriebe an ihren Gütermärkten – wie sie Segmentationsansätze und vor allem der Transaktionskostenansatz in den Blickpunkt rücken – wird keine Rechnung getragen.

---

8 Stevens spricht streng genommen von transferierbarem Humankapital, das die Produktivität in weiteren Betrieben (mindestens in einem Betrieb) in unterschiedlichem Ausmaß erhöht. Bei ihm ist allgemeines Humankapital ein Sonderfall transferierbaren Humankapitals.

9 Damit den Betrieben nicht auch noch das sich aus den Mobilitätsentscheidungen der Arbeitnehmer ergebende Risiko „aufgebürdet" wird, schlägt Alewell Rückzahlungsklauseln vor.

10 Abweichungen zwischen dem Produktivitätsgewinn und dem Lohnanstieg durch die Humankapitalinvestition wurden zuvor, insbesondere in der deutschsprachigen Literatur zur Berufsausbildung, schon des Öfteren thematisiert (vgl. z. B. *Neubäumer* 1993). Der dafür geprägte Begriff der „komprimierten Lohnstruktur" ist dagegen neu.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

### *b) Arbeitsmarktspezifische Transaktionskosten und Arbeitsmarktsegmentation*

Eine weitere Gruppe theoretischer Ansätze führt Investitionen der Betriebe in das Humankapital ihrer Mitarbeiter – in Form von Weiterbildung oder einer Beteiligung am Dualen System der Berufsausbildung – darauf zurück, dass sich damit verschiedene arbeitsmarktspezifische Transaktionskosten reduzieren lassen.

So betont *Sadowski* (1980, 1981), dass eine qualifizierte *Berufsausbildung als „Signal"* für eine hohe Mitarbeiterorientierung gewertet wird und damit die Reputation eines Betriebes als Arbeitgeber verbessert. Entsprechend bewerben sich dort mehr Arbeitnehmer um eine Stelle, und die *Suchkosten* des Betriebes sinken. Dies lässt sich in ähnlicher Weise auf Weiterbildungsmaßnahmen anwenden.

Andere Modelle von *Franz/Soskice* (1995), *Neubäumer* (1999) und *Acemoglu/Pischke* (1998) interpretieren die *Duale Berufsausbildung* als *Informationsgewinnungsprozess:* Sie zahlt sich (auch) aus, weil sich damit nicht nur die *Auswahlkosten* der Betriebe, sondern auch ihre *Kontroll- und Durchsetzungskosten* sowie ihre *Kosten durch unzureichende Arbeitsleistungen* reduzieren lassen. Diese Argumentation lässt sich allerdings nicht auf die betriebliche Weiterbildung übertragen, denn dort ist die Einstellungsentscheidung bereits gefallen, und die Betriebe bilden i. d. R. nur jene Arbeitnehmer weiter, deren längerfristige Beschäftigung sie anstreben.

Dagegen führen *Martin/Düll* (2000) niedrigere *Kontroll- und Durchsetzungskosten* sowie *bessere Arbeitsleistungen* darauf zurück, dass sich durch Weiterbildung „betriebliche Normen transportiert" lassen, so dass sich die Mitarbeiter stärker mit dem Betrieb identifizieren.[11]

Schließlich lässt sich durch Weiterbildung entstehendes *spezifisches Humankapital* – ähnlich wie ein Lohn über dem Marktlohn in Effizienzlohnansätzen – als *Anreiz für unternehmenskonformes Verhalten* der Mitarbeiter interpretieren (vgl. *Akerlof/Yellen* 1986, *Weiss* 1990). Entsprechend sinken durch spezifische Qualifizierungsmaßnahmen die *Kontrollkosten* und die Gefahr von „shirking" wird kleiner, denn wenn ein Arbeitnehmer beim „Bummeln" erwischt wird und seinen Arbeitsplatz verliert, so bedeutet das für ihn auch den Verlust des Lohndifferentials aufgrund seines spezifischen Humankapitals.

Dagegen betonen *Segmentationsansätze* die Bedeutung *interner Arbeitsmärkte*, mit denen die Unternehmen – vor allem bei hoher Betriebsspezifität – ihre Humankapitalinvestitionen absichern (vgl. *Williamson/Wachtner/Harris* 1975, *Sengenberger* 1987 und *Lutz* 1987). Weiterbildung lohnt sich in diesem Kontext besonders, weil bei auf Dauer angelegten Arbeitsverhältnissen die Amortisationsperiode

---

[11] Diese Autoren stellen allerdings nicht auf niedrigere arbeitsmarktspezifische Transaktionskosten ab, sondern argumentieren sozialisationstheoretisch: Weiterbildung dient der Sicherung der Loyalität der Arbeitnehmer und ihrer Identifikation mit dem Betrieb.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der Humankapitalinvestition länger ist. Außerdem ist Weiterbildung – kombiniert mit Aufstiegschancen – ein Mittel, um die Beschäftigten dauerhaft an den Betrieb zu binden.

Ob und in welchem Ausmaß Betriebe über interne Arbeitsmärkte verfügen, kann nach Auffassung von Vertretern verschiedener Segmentationsansätze[12] nicht unabhängig von der *Machtstellung der Betriebe* an ihren *Beschaffungs-, Absatz- und Arbeitsmärkten* gesehen werden. Denn davon hängt ab, ob die Betriebe ihr Angebot auf Güter und Dienstleistungen mit relativ *stetiger* – und voraussehbarer – *Nachfrage* konzentrieren können oder einen *großen Teil der Anpassungslast* durch eine stark schwankende Nachfrage auf andere Betriebe – z. B. Zulieferer und Subunternehmen – *verlagern* können. Zudem kann ein Betrieb mit schwacher Marktstellung, der nur unterdurchschnittliche Löhne und Sozialleistungen bezahlen kann, seine Arbeitnehmer nicht dauerhaft an sich binden.[13] Somit lässt sich die unterschiedliche Weiterbildungsbeteiligung und Weiterbildungsintensität von Betrieben auf *Marktunvollkommenheiten* an *Arbeitsmärkten und Gütermärkten* zurückführen.

Das im Folgenden abgeleitete theoretische Konzept bezieht vor dem Hintergrund des Transaktionskostenansatz" sowohl *Unvollkommenheiten der Arbeitsmärkte* (und damit auch unterschiedliche hohe arbeitsmarktspezifische Transaktionskosten) als auch *Unvollkommenheiten der Gütermärkte* in die Analyse ein und vereint damit sehr verschiedene Argumentationslinien aus der Literatur in einem theoretischen Ansatz. Zudem wird *Unsicherheit* hinsichtlich des Arbeitnehmerverhaltens und der Umweltentwicklung in die Betrachtung einbezogen.

## III. Ein umfassender(er) theoretischer Ansatz zur Erklärung des Weiterbildungsverhaltens von Betrieben

### 1. Das Entscheidungskalkül

Den Ausgangspunkt bildet das betriebliche Entscheidungskalkül, dass eine Weiterbildungsinvestition nur lohnt, wenn die damit verbundenen *Kosten* ($K_U$) nicht höher als die *erwarteten Erlöse* ($E_U^r$) sind.

Dabei unterscheidet sich das hier vorgestellte theoretische Konzept von bisherigen Ansätzen zum einen durch einen *adäquateren Kostenbegriff:* Es werden nur Kosten einbezogen, die durch die *Entscheidung* der Betriebe, *Mitarbeiter weiter zu qualifizieren,* entstehen. Damit lassen sich betriebsspezifische Kostenunterschiede bei Weiterbildungsinvestitionen besser erklären.

---

12 Segmentationsansätzen liegt kein einheitliches, in sich geschlossenes Konzept zugrunde, sondern es handelt sich um ein „Konglomerat von Theoremen" (*Lutz* 1987) mit entsprechend vielen Erklärungen für die Existenz interner Arbeitsmärkte.

13 Vgl. auch die Dualisierungshypothese von *Doeringer/Piore* (1971).



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zum anderen – und dem kommt mehr Bedeutung zu – führt die transaktionskostentheoretische Sichtweise zu einer *umfassenderen Erfassung* der durch Weiterbildung erzielbaren *Erlöse:* Durch besser qualifizierte Mitarbeiter lassen sich nicht nur die Produktionskosten des Betriebes senken, sondern insbesondere auch interne Transaktionskosten (für Information und Koordination, für Kontrollen und durch „shirking") und externe Transaktionskosten (bei der Beschaffung, der Einstellung von Arbeitskräften und bei Kundenbeziehungen) reduzieren. Zudem kann durch mehr (allgemeines und betriebsspezifisches) Humankapital ein höheres und/oder ein höherwertigeres Produktionsergebnis erzielt werden und damit der Umsatz gesteigert werden. In welchem Ausmaß niedrigere Produktions- und Transaktionskosten und ein höherer Umsatzerlös durch Weiterbildung erreicht werden können, hängt allerdings von einer Vielzahl anderer längerfristiger (Investitions-)Entscheidungen der Unternehmung ab: Neben Investitionen in Sachkapital und Humankapital kommt Investitionen in (weitere) immaterielle Werte, wie Forschung und Entwicklung, Verfahrens- und Produktinnovationen, den Aufbau von Marken und längerfristige Lieferbeziehungen, Bedeutung zu (vgl. Abbildung 1). Entsprechend lassen sich mehr Determinanten der Erlöse von Weiterqualifizierungsmaßnahmen ableiten, und es kann besser erklärt werden, warum sich Betriebe hinsichtlich ihrer Weiterbildungsaktivitäten so stark unterscheiden.

## 2. Betriebliche Kosten durch Weiterbildung und ihre Determinanten

Bei Weiterbildung entstehen Kosten im Zusammenhang mit der eigentlichen Qualifizierungsmaßnahme ($K^M$), mit den damit verbundenen Reisen ($K^R$) und mit der Zeit, die der Mitarbeiter für die Weiterqualifizierung benötigt ($K^A$).

Davon werden hier nur die Kosten zu den *Kosten betrieblicher Weiterbildung* gezählt, die dem Betrieb durch die *Entscheidung für eine Weiterqualifizierung* seiner Mitarbeiter entstehen. Zum einen werden Kosten ausgeschlossen, die anfallen, weil die *Gesamtheit der Betriebe,* z. B. über Kammerbeiträge, zur Finanzierung von Weiterbildungsinstitutionen beitragen (müssen), unabhängig davon, ob sie ihre Mitarbeiter qualifizieren oder nicht. Vor allem aber bleiben Kosten von Weiterbildung unberücksichtigt, die die *Beschäftigten selbst* (oder ihre Kollegen) tragen, indem sie unbezahlte Überstunden leisten oder eine Arbeitsverdichtung in Kauf nehmen, unberücksichtigt.[14] Zum anderen werden bei Produktionsfaktoren, über deren Einsatz an anderer Stelle entschieden wird, nur die *Opportunitätskosten* angesetzt. So werden beispielsweise bei Beschäftigten, die nur einen kleinen Teil ihrer Arbeitszeit für die Weiterbildung von Kollegen verwenden, nur die Mindererlöse angesetzt, mit denen zu rechnen ist, weil diese Beschäftigten eine geringere Leistung im Produktionsprozess erbringen.

[14] Zu den Kosten der Mitarbeiter durch betriebliche Weiterqualifizierung vgl. *Bardeleben/Beicht/Herget/Krekel* (1996). Vgl. auch *Baethge* u. a. (1990).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Damit entstehen einem Betrieb durch die Entscheidung, seine Mitarbeiter weiter zu qualifizieren, folgende Kosten:

$$K_U = K_U^M + K_U^R + K_U^{A,PK} + K_U^{A,OK} \ .$$

- *Kosten für Weiterbildungsmaßnahmen* $\left(K_U^M\right)$ umfassen Zahlungen an externe Weiterbildungsanbieter, Personalkosten hauptberuflich mit Weiterbildung Beschäftigter, Kosten spezieller Schulungsräume sowie Opportunitätskosten für nebenberuflich an interner Weiterqualifizierung beteiligte Arbeitnehmer und für ansonsten anderweitig genutzte Anlagen und Räume;
- *Reisekosten* $\left(K_U^R\right)$ fallen für Fahrt- und Übernachtungskosten sowie Spesen an, soweit der Betrieb sie übernimmt;
- *Personalkosten* für die Weiterqualifizierung werden nur insoweit berücksichtigt, wie sie zu Personalausfall-Kosten und / oder Opportunitätskosten führen:
  - *Personalausfall-Kosten* $\left(K_U^{A,PK}\right)$ entstehen dem Betrieb nur, wenn er aufgrund der Weiterbildung von Mitarbeitern Ersatzkräfte einstellen oder Überstunden bezahlen muss.
  - Zudem muss der Betrieb mit *Opportunitätskosten* $\left(K_U^{A,OK}\right)$ rechnen, wenn der Mitarbeiter aufgrund der Weiterqualifizierung andere Arbeiten nicht durchführen kann und dadurch geringere Umsatzerlöse erzielt werden bzw. an anderer Stelle höhere Kosten entstehen.

Anknüpfend an diese Abgrenzung von betrieblichen Weiterbildungskosten ergibt sich, dass die betrieblichen Kosten für Weiterbildung wesentlich davon beeinflusst werden,

- ob der Betrieb *intern* oder *extern* weiterbildet,
- um welche *Art* von Weiterbildungsmaßnahmen es sich handelt,
- inwieweit sich die *Mitarbeiter* an den Kosten der Weiterbildung *beteiligen können und wollen.*

Eine *interne Weiterbildung* führt meist zu deutlich niedrigeren Kosten, weil weniger Reisekosten anfallen, vor allem aber, weil die Opportunitätskosten für den Einsatz eigener Mitarbeiter und die (Mit-)Nutzung eigener Räume, EDV-Geräte u. ä. meist erheblich niedriger ausfallen als die Zahlungen an externe Weiterbildungsanbieter.[15]

Weiterhin können die Kosten nicht unabhängig von der *Art und Qualität* der *Weiterbildungsmaßnahmen* gesehen werden und – damit eng verknüpft – nicht unabhängig von der Branche des Weiterbildungsbetriebes. So zeigen Ergebnisse der Europäischen Weiterbildungserhebung, dass die Kosten pro Teilnehmer im Maschinenbau und bei Kreditinstituten besonders hoch sind, während sie im Ein-

[15] In diesem Kontext kommt der Betriebsgröße Bedeutung zu, denn für Klein- und Mittelbetriebe ist eine interne Weiterbildung schwierig.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zelhandel und im Bergbau besonders niedrig ausfallen (vgl. *Grünewald/Moraal* 1996, S. 52 f.).

Schließlich ist eine – bisher wenig beachtete – Determinante betrieblicher Weiterbildungskosten, inwieweit sich die *Arbeitnehmer* an den *Kosten* der Qualifizierung – über Arbeitsverdichtung und vor allem über unbezahlte Überstunden – *beteiligen* können *und* wollen. Dabei spielt zunächst eine Rolle, inwieweit der Arbeitsplatz durchgehend besetzt sein muss, wie beispielsweise in der Produktion oder wenn die Arbeitsleistung „vor Ort" beim Kunden erbracht wird, wie im Handwerk. Bei solchen Arbeitsplätzen muss der Betrieb Ersatzkräfte einstellen oder Überstunden bezahlen, oder es entstehen ihm (bei ausgelastetem Personalbestand) Opportunitätskosten, weil er weniger Stunden abrechnen kann. Zusätzlich hat jedoch Bedeutung, inwieweit die *betreffenden Mitarbeiter* generell eine *Arbeitsverdichtung* und *unbezahlte Überstunden akzeptieren.* Ein Blick in die Empirie zeigt, dass es zum einen bei Facharbeitern, gering qualifizierten Angestellten und vor allem bei einfachen Arbeitern weniger „üblich" ist, Überstunden zu machen als bei hoch qualifizierten Angestellten.[16] Zum anderen werden bei Arbeitern und gering qualifizierten Angestellten die Überstunden meist bezahlt oder durch Freizeit abgegolten, während (hoch) qualifizierte Angestellte in hohem Maße unbezahlte Überstunden leisten.[17] Dies dürfte mit den Einstellungen dieser Mitarbeiter nicht zuletzt als Ergebnis ihrer längeren und anderen Sozialisation im Bildungssystem zusammenhängen sowie mit den Erwartungen ihrer Vorgesetzten und Arbeitskollegen. Hinzu kommt, dass sie mehr Entscheidungsspielraum bei ihrer Arbeit haben. Dies bedeutet aber gleichzeitig, dass Minderleistungen aufgrund der Weiterbildung vom Betrieb kaum „wahr genommen" werden können, so dass diese Opportunitätskosten oft nicht in das betriebliche Entscheidungskalkül einfließen dürften. Vor diesem Hintergrund ist mit höheren Weiterbildungskosten im gewerblichen Bereich und im Handwerk sowie bei niedrigerem Bildungsniveau und niedrigerem beruflichen Status der Beschäftigten zu rechnen.

Insgesamt sollte deutlich geworden sein, dass die *Kosten von Weiterbildung* – je nach den Charakteristika des Betriebes und seiner Belegschaft – *sehr unterschiedlich* ausfallen können.

---

[16] So machten 2000 nur ein Drittel der einfachen Arbeiter in Westdeutschland Überstunden, aber zwei Drittel der hoch qualifizierten Angestellten, und die Zahl der wöchentlichen Überstunden pro Beschäftigten betrug bei einfachen Arbeitern 1,3 gegenüber 3,6 bei höheren Angestellten. Vgl. *DIW* 31/2001.

[17] Das Soziökonomische Panel zeigt einen deskriptiven Zusammenhang zwischen der Leistung von Überstunden und der Nichtbezahlung von Überstunden sowie der Weiterbildungshäufigkeit. Vgl. *DIW* 31/2001.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 3. Betriebliche Erlöse durch Weiterbildung und ihre Determinanten

Ein Betrieb erwartet von einer Weiterbildungsinvestition folgenden Erlös:

$$E_U^r = P_U \cdot (E_U^+ - w_U^+) = (1 - P_{Kü,AN} - P_{Entl,U}) \cdot (E_U^+ - w_U^+) \ .$$

Dieser erwartete Erlös $\left(E_U^r\right)$ hängt davon ab,

- wie hoch der *Barwert* der in den verschiedenen Perioden *durch Weiterbildung zusätzlich erzielbaren Erlöse* $\left(E_U^+\right)$ ist,
- wie viel der Betrieb von diesen Erlösen in Form höherer Löhne an seinen Beschäftigten weitergibt – oder weitergeben muss, d. h. wie hoch der Barwert des qualifikationsbedingten Lohndifferentials $\left(w_U^+\right)$ ist, und
- mit welcher *Wahrscheinlichkeit* $(P_U)$ sich diese potentiellen Nettoerlöse *realisieren lassen.*

  Dabei resultiert die Unsicherheit – wie der Term nach dem zweiten Gleichheitszeichen zeigt – zum einen daraus, dass der Arbeitnehmer nach der Weiterqualifizierung kündigen kann, um eine attraktivere Stelle in einem anderen Betrieb anzunehmen (oder weil er sich für Nichterwerbstätigkeit entscheidet) $\left(P_{Kü,AN}\right)$. Zum anderen können unerwartete Umweltentwicklungen, wie ein Konjunktureinbruch, Marktanteilsgewinne von Konkurrenten oder technische Neuerungen, den Betrieb zwingen, den weiterqualifizierten Mitarbeiter zu entlassen $\left(P_{Entl,U}\right)$.

Aufgrund der transaktionskostentheoretischen Sichtweise treten bei den *Erlöspotentiale durch Weiterbildung* $\left(E_U^+\right)$ erheblich größere betriebsspezifische Unterschiede auf, weil die Betrachtung nicht auf den Produktionsbereich beschränkt bleibt, sondern auch das Organisations- und Kommunikationssystem und die Stellung der Unternehmen an ihren Beschaffungs-, Absatz- und Arbeitsmärkten in die Analyse einbezogen wird. Entsprechend können durch Weiterbildungsinvestitionen Produktionskosten *und* Transaktionskosten gesenkt werden, und der Umsatz kann erhöht werden, weil sich mit besser qualifizierten Mitarbeitern eine höhere Qualität und/oder eine schnellere Umsetzung von Prozess- und Produktinnovationen erreichen lässt. Damit werden folgende Größen zu Determinanten dieser *betriebsspezifischen Erlöspotentiale* durch Weiterbildung:

- die Kapitalintensität,
- die Organisationsstruktur,
- die Gütermarktstrategie und
- die Eigenschaften der weiterqualifizierten Arbeitnehmer.

Betriebe mit *hoher Kapitalintensität* können durch zusätzliches Humankapital ihre Erlöse stärker erhöhen, weil bei ihnen bereits ein kleiner relativer Anstieg der Produktivität eines Beschäftigten zu einem deutlich höheren Mehrerlös führt. Da-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

bei kann – (nur) bei transaktionskostentheoretischer Betrachtung – eine hohe Kapitalintensität gleichermaßen aus Investitionen in Sachkapital und aus *Investitionen in immaterielle Werte,* insbesondere in das Organisations- und Kommunikationssystem, in Forschung und Entwicklung, in Marktforschung und in den Aufbau längerfristiger Lieferbeziehungen, resultieren.[18]

„*Organisationsstrukturen* ... beeinflussen Umfang, Art und Weise der Qualifikationsnutzung erheblich" (*Braczyk,* 1998, S. 45, eigene Hervorhebung).[19] So sind die Qualifikationsanforderungen an die Beschäftigten und damit die Nutzungsmöglichkeiten von Weiterbildung im Rahmen von Gruppenarbeit und/oder von eigenen Verantwortungsbereichen sowie bei Partizipation an Entscheidungsprozessen besonders hoch (vgl. *Aoki* 1990). Denn solche Organisationsstrukturen setzen eine breite Qualifikation, das Verständnis betrieblicher Zusammenhänge sowie soziale Kompetenz voraus. Dagegen zahlt sich Weiterqualifizierung bei „anforderungsreduzierter Arbeitsorganisation" (*Pawlowsky* 1992) oft nicht aus. Zudem sind die *arbeitsmarktspezifischen Transaktionskosten,* insbesondere für Kontrollen und durch unzureichende Arbeitsleistung,[20] je nach Ausgestaltung des Organisations- und Kommunikationssystems unterschiedlich. Ein hohes Einsparungspotential ergibt sich hier vor allem bei unbestimmten Arbeitsaufgaben, bei komplexen und unüberschaubaren Leistungserstellungsprozessen, und wenn sozialen Normen, die durch Weiterbildung „transportiert" werden können, für den Betrieb besondere Bedeutung zukommt.

Weiterhin spielt die *Gütermarktstrategie* des Betriebes eine Rolle, die – wie *Windsperger* (2001) betont – interdependent mit dem Organisationssystem ist.[21] Hohe Erlöse durch Weiterbildung lassen sich insbesondere von den Unternehmen erzielen, die über den Neuheitsgrad, die Qualität und den Diversifikationsgrad der von ihnen angebotenen Güter und Dienstleistungen sowie über eine hohe Kunden-

---

18 Dabei sind Investitionen in Sachkapital und Investitionen in immaterielle Werte komplementär, wie empirische Untersuchungen belegen. Vgl. *Neubäumer/Kohaut* (2002).

19 *Braczyk* (1998) macht – aus soziologischer Sicht – die Ausgestaltung der Organisationsstruktur am Arbeitsregime (Art und Tiefe der Arbeitsteilung), der Art der Koordination (Hierarchie, Arbeitsgruppen, Partizipation) und dem Vorkommen unvollständiger Arbeitsverträge fest.

20 Zur Bedeutung von Kontrollmöglichkeiten im Rahmen des Transaktionskostenansatzes – und eng damit verknüpft – zur Entstehung interner Arbeitsmärkte vgl. *Williamson/Wachtner/Harris* (1975) und *Williamson* (1981), S. 564 ff. In diesem Kontext kommt auch der Ausgestaltung der Arbeitsbeziehungen und Mitbestimmungsfragen Bedeutung zu; vgl. *Milgrom/Roberts* (1995), *Freeman/Lazear* (1995) sowie den „Sprachrohransatz" von *Freeman/Medoff* (1979). Letzterem zu Folge kann der Betriebsrat darauf hinwirken, dass die Ausgestaltung der Weiterbildungsmaßnahmen sich an den Präferenzen der Arbeitnehmer orientiert, so dass die Beschäftigten anschließend nicht ihre Leistung zurückhalten.

21 Nach *Lindbeck/Snower* (1996) und *Milgram/Roberts* (1995) sind nicht nur Arbeitsorganisation und Produktionstechnologie sowie Marktstrategie und Produktpalette interdependent, sondern es bestehen auch Wechselbeziehungen zur Personalpolitik und den industriellen Beziehungen. Vgl. auch *Gerlach/Jirjahn* (1998a, 1998b) und *Sadowski* (2002).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

orientierung konkurrieren. Denn das setzt mehr Flexibilität und eine höhere (betriebsspezifische) Qualifikation ihrer Mitarbeiter voraus. So lassen sich beispielsweise neue Produktionsverfahren und / oder neue Produkte mit einer qualifizierten Belegschaft reibungsloser und schneller einführen. Auf der anderen Seite zahlt sich Weiterqualifizierung bei Unternehmen, die eine Niedrigpreisstrategie betreiben und entsprechend auf Massenfertigung und eine hohe Arbeitsteilung setzen, oft nicht aus.

Schließlich hängen die Erlöse, die die Betriebe von Weiterbildung erwarten, von den *Eigenschaften der weiterqualifizierten Arbeitnehmer,* insbesondere ihrer Leistungsfähigkeit und Leistungsbereitschaft, ab. Da statistisch ein Zusammenhang zwischen der „Trainability" und damit dem Lernerfolg und der bisherigen Bildung und Ausbildung nachweisbar ist, rechnen Betriebe mit einem hohen Anteil von Mitarbeitern, die über eine Berufsausbildung und / oder einen Hochschulabschluss verfügen, mit höheren Erlösen durch Weiterbildungsmaßnahmen. Dabei spielt auch eine Rolle, dass die Betriebe einen höheren Bildungsabschluss als „Signal" für eine größere Leistungsbereitschaft werten.[22] Zudem kommt bei der betrieblichen Weiterbildungsentscheidung dem Alter der Mitarbeiter Bedeutung zu, weil davon die Amortisationsdauer der Humankapitalinvestition abhängt.

„A large microeconomic literature analyzes the impact of continuing vocational training investment on productivity and a small literature discusses the rent distribution" (*Kuckulenz / Zwick* 2003, S. 1). Unter den Annahmen des Transaktionskostenansatzes lässt sich besser als bei vollkommenen Märkten[23] erklären, warum Betriebe nach einer Weiterbildung ganz *unterschiedlich hohe qualifikationsspezifische Lohndifferentiale* $\left(w_U^+\right)$ zahlen – und damit die „Rente" durch Weiterbildung teilen – bzw. warum ihre weiterqualifizierten *Arbeitnehmer in sehr unterschiedlichem Maße kündigen* $\left(P_{Kü,AN}\right)$.

Beides hängt davon ab, wie attraktiv die Arbeitsplätze eines Betriebes im Vergleich zu den Arbeitsplätzen anderer Betriebe, mit denen er um qualifizierte Beschäftigte konkurriert, sind, und lässt sich vor allem am allgemeinen Lohnniveau

---

22 Vgl. *Spence* (1974, 1976). Aus Sicht der Arbeitnehmer ergeben sich daraus je nach Qualifikation ganz unterschiedliche Zugangschancen zu Weiterbildung. Dabei spielt auch die in Abschnitt 2.2. beschriebene Segmentation des Arbeitsmarktes eine Rolle. Vgl. *Baethge* (1992), *Düll / Bellmann* (1999) und *Becker* (1991).

23 Bei vollkommenen Märkten kann der Betrieb nur eine Beteiligung an der Rente durch Weiterbildung durchsetzen, wenn betriebsspezifisches Humankapital gebildet wurde, denn dadurch entsteht ein bilaterales Monopol (oder zumindest eine „small-number-bargaining"-Situation). Bei transaktionskostentheoretischer Sichtweise verändern sich dadurch auch interne arbeitsmarktspezifische Transaktionskosten, so dass davon auch ein Einfluss auf die Organisationsstruktur ausgeht. Diesen interessanten Hinweis verdanke ich einem der beiden anonymen Gutachter. Ich gehe darauf nicht explizit im Text ein, weil ich zum einen den Zusammenhang zwischen Qualifikationsnutzung und Organisationsstruktur an anderer Stelle thematisiert habe, und zum anderen die Rententeilung von der Attraktivität der Arbeitsplätze des Unternehmens (und damit von seiner Wettbewerbsfähigkeit an seinen Arbeits- und Gütermärkten) abhängt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

des Betriebes, den Arbeitsbedingungen sowie der Beschäftigungssicherheit und den Aufstiegsmöglichkeiten festmachen. Diese Merkmale spiegeln die *Wettbewerbsposition eines Betriebes* an seinen *Arbeitsmärkten* wieder, die allerdings nicht unabhängig von der *Wettbewerbsposition* an seinen *Gütermärkten* gesehen werden kann und darf. So begrenzt beispielsweise eine schlechte Ertragssituation als Ergebnis einer schwachen Marktstellung den Spielraum für allgemeine Lohnerhöhungen. Umgekehrt wird ein Betrieb mit einer starken Marktstellung sich Güter und Dienstleistungen mit stabiler Nachfrage „sichern" und / oder Nachfrageschwankungen zumindest teilweise auf andere Betriebe verlagern, so dass seine Beschäftigungsverhältnisse relativ stabil sein können. Schließlich „färbt" ein gutes Image der Produkte auch auf den Ruf eines Betriebes als Arbeitgeber „ab".

Große betriebsspezifische Unterschiede hinsichtlich der Stärke der Wettbewerbsposition lassen sich vor allem darauf zurückführen, dass die Betriebe in der Vergangenheit in ganz unterschiedlichem Umfang in *immaterielle Werte investiert* haben, beispielsweise in den Aufbau längerfristiger Lieferbeziehungen, in FuE, in Marktforschung, Werbung und die Erschließung neuer Märkte oder in den Aufbau eines eigenen Vertriebssystems (vgl. *Neubäumer* 1999, *Neubäumer / Kohaut* 2001). Solche Investitionen, die irreversible Kosten verursachen und in der Zukunft zu Quasirenten führen, lohnen insbesondere für die Betriebe, bei denen die Annahmen des Transaktionskostenansatzes in starkem Maße zutreffen, d. h. hohe Spezifität im Zusammenspiel mit beachtlichen Informationsdefiziten und opportunistischem Verhalten auftritt. So lohnen beispielsweise hohe Investitionen in den Aufbau längerfristiger Lieferbeziehungen – für Informationsgewinnung, Vertragsgestaltung und Qualitätssicherung –, wenn aufgrund der Komplexität der Produktionszusammenhänge bei einmalig am Markt gekauften Vorprodukten die Gefahr von Opportunismus sehr hoch ist und entsprechend mit hohen ex post-Transaktionskosten für Qualitätskontrollen und durch unvollständige Vertragserfüllung gerechnet werden muss, und wenn Spezifität zu sich häufig wiederholenden Transaktionen führt. Oder der Betrieb bietet in einer Branche an, die durch schnellen technischen Fortschritt und / oder durch Güter und Dienstleistungen mit vielen verschiedenen Eigenschaften und Varianten charakterisiert ist und damit durch eine hohe Unsicherheit und Komplexität. Dann zahlen sich Investitionen in die Beschaffung von Informationen – für die Entwicklung neuer Verfahren und neuer Produkte oder über Kundenwünsche – sowie in den Aufbau von (Kunden-)Vertrauen besonders aus.

Führen solche Investitionen in immaterielle Werte im Zusammenspiel mit Investitionen in Sachkapital zu einer starken Wettbewerbsposition eines Betriebes, so lohnt ein Betriebswechsel für seine Beschäftigten meist nicht. Entsprechend müssen solche Betriebe kaum mit Kündigungen rechnen, wenn sie nur einen kleinen Teil ihrer Erlössteigerungen durch Qualifizierungsmaßnahmen im Lohn weitergeben.[24] Dagegen müssen Betriebe mit einer schwachen Stellung an ihren

[24] Darüber hinaus hängt die Kündigungs-Wahrscheinlichkeit auch vom Betriebsklima und damit von der Ausgestaltung der *Arbeitsbeziehungen* ab. Mit dem „exit or voice"-Ansatz von

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Arbeits- und Gütermärkten vergleichsweise hohe qualifikationsbedingte Lohnaufschläge zahlen.

Schließlich spielt für die Wahrscheinlichkeit, mit der sich die potentiellen Nettoerlöse durch Weiterbildung realisieren lassen, auch eine Rolle, inwieweit unerwartete Umweltentwicklungen den *Betrieb zwingen,* weiterqualifizierte Mitarbeiter *zu entlassen.* Dies hängt – neben seiner Wettbewerbsposition – davon ab, wie dynamisch und unvorhersehbar sich seine Umwelt, insbesondere die Branche, in der er anbietet, entwickelt. Inwieweit ist diese Branche beispielsweise durch schnellen technischen Fortschritt, der häufig zu neuen Verfahren und vollkommen neuen Produkten führt, charakterisiert und inwieweit treten dort schnelle Änderungen des Verbrauchergeschmacks auf, die größere Marktanteilsverschiebungen zur Folge haben können?

Insgesamt sollte deutlich geworden sein, dass die „benefits of education" – und damit auch die von betrieblicher Weiterbildung erwarteten Erlöse – in „verschiedenen strukturellen Kontexten (variieren)" (*Müller* 1985, S. 19), und dass sich unter den Annahmen des Transaktionskostenansatzes wesentlich größere Unterschiede zwischen diesen strukturellen Kontexten von Betrieben erklären lassen.

## IV. Zusammenfassung und Ausblick

Vor dem Hintergrund der empirischen Beobachtung, dass nur ein (kleinerer) Teil der Betriebe seine Mitarbeiter weiterqualifiziert und dabei die Weiterbildungsintensität sehr unterschiedlich ausfällt, wurde hier ein theoretischer Ansatz zur Erklärung des *betriebsspezifischen Weiterbildungsverhaltens* vorgestellt.

Dabei wurde – in der Tradition dieses Ausschusses – der adäquaten Abgrenzung der *Kosten von Weiterbildung* mehr Aufmerksamkeit geschenkt, und nur auf Kosten abgestellt, die durch die *Entscheidung, Mitarbeiter weiter zu qualifizieren,* entstehen. Zum einen werden bei nur nebenberuflich mit Weiterbildung befassten Arbeitnehmern und anderweitig genutzten Produktionsfaktoren nur die *Opportunitätskosten* in die Analyse einbezogen, d. h. *Mindererlöse,* die entstehen, weil diese Arbeitnehmer eine geringere Leistung im Produktionsprozess erbringen bzw. benutzte Räume und Anlagen an anderer Stelle fehlen. Zum anderen werden *Personalkosten* der Weiterqualifizierten *nur* insoweit berücksichtigt, wie sie zu *„Personal-Ausfallkosten"* und / oder *Opportunitätskosten* führen. So genannte Personal-Ausfallkosten entstehen dem Betrieb nur, wenn er aufgrund der Weiterbildung von Mitarbeitern *Ersatzkräfte einstellen* oder *Überstunden bezahlen* muss. Mit Opportunitätskosten muss der Betrieb rechnen, wenn Mitarbeiter auf-

---

*Hirschmann* (1974) lässt sich begründen, dass das Vorhandensein eines Betriebsrats die Kündigungs-Wahrscheinlichkeit von Arbeitnehmern senkt, weil er ihnen eine „Anlaufstelle" bietet, um bestimmte (Fehl-)Entwicklungen im Betrieb zu kritisieren und zu korrigieren. Allerdings werden Betriebsräte auch auf höhere qualifikationsbedingte Lohndifferentiale hinwirken.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

grund der Weiterqualifizierung andere Arbeiten nicht durchführen können und dadurch geringere Umsatzerlöse erzielt werden bzw. an anderer Stelle höhere Kosten entstehen.

Des Weiteren geht der theoretische Ansatz von den *realistischeren Annahmen des Transaktionskostenansatzes* aus. Damit lassen sich die meisten theoretischen Erklärungen in der Literatur in das Konzept einbeziehen und deshalb ist von einem *geschlossen(er)em Ansatz* die Rede. Vor allem aber führt dieser transaktionskostentheoretische Blickwinkel zu einer *ganzheitlichen Sicht des Betriebes:* Er wird nicht (nur) als „production function", sondern auch als „governance structure" gesehen, d. h. sein Organisations- und Informationssystem und seine Transaktionskosten werden in die Analyse einbezogen. Gleichzeitig werden *Investitionen in immaterielle Werte,* wie in das Organisation- und Kommunikationssystem, in Forschung und Entwicklung, in Marktforschung und in längerfristige Lieferbeziehungen in den Blickpunkt gerückt, mit denen ein Betrieb seine *Wettbewerbsposition* an seinen Beschaffungs-, Absatz- *und* Arbeitsmärkten stärken kann.

Schließlich wird berücksichtig, dass hinsichtlich der Realisierbarkeit der Erlöse von Weiterbildungsinvestitionen *Unsicherheit* besteht, zum einen, weil die weiterqualifizierten Arbeitnehmer kündigen können, zum anderen weil unerwartete Umweltentwicklungen, wie ein Konjunktureinbruch, Marktanteilsgewinne von Konkurrenten oder technische Neuerungen, den Betrieb zwingen können, Mitarbeiter nach Weiterbildungsmaßnahmen zu entlassen.

Aus diesem theoretischen Konzept ergibt sich weiterer „Forschungsbedarf":

- Im Kontext mit den *Kosten von Weiterbildung* gilt es *empirisch* genauer zu untersuchen, welche Kosten den Betrieben durch die Entscheidung, ihre Mitarbeiter weiter zu bilden, „tatsächlich" entstehen. Erste Ansätze dazu bietet die europäische Erhebung zu den Kosten von Weiterbildung, die der Frage nachgeht, inwieweit es sich nur um „fiktive" Kosten oder um „tatsächliche Aufwendungen" der Betriebe handelt (vgl. *Grünewald/Moraal* 1996, S. 55). Darüber hinaus bietet sich an zu überprüfen, inwieweit sich empirisch ein Zusammenhang zwischen der Beteiligung verschiedener Gruppen von Arbeitnehmern an den Kosten von Qualifizierungsmaßnahmen, insbesondere in Form von unbezahlten Überstunden (und von Arbeitsverdichtung), und betrieblicher Weiterbildung beobachten lässt. Dabei liegt nahe, auch auf Befragungen von Erwerbstätigen zurückzugreifen (vgl. *Bardeleben/Beicht/Herget/Krekel* 1996).
- Auf der Erlösseite sollte *Investitionen in immaterielle Werte* mehr Aufmerksamkeit geschenkt werden. Sie haben für die verschiedenen Betriebe einen ganz unterschiedlichen Stellenwert und bieten eine weitere Erklärung für große betriebsspezifische Unterschiede hinsichtlich der von Weiterbildung erwarteten Erlöse. Vor diesem Hintergrund sollte *empirisch überprüft* werden, inwieweit verschiedene dieser *Investitionen in immaterielle Werte* einen signifikanten Einfluss auf die *Weiterbildungsaktivitäten von Betrieben* haben. Hohe Investitionen in solche immateriellen Werte (und in Sachkapital) lassen sich auch als Aus-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

druck einer hohen Leistungsfähigkeit interpretieren, und „‚leistungsfähigere' Unternehmen [...] investieren überproportional häufig [...] in Weiterbildungsaktivitäten" (*Bellmann/Düll/Leber* 2001, S. 111).

Insgesamt führt der theoretische Ansatz zu dem Ergebnis, dass es vom „Zusammenwirken des Humankapitals der Arbeitnehmer und den Bedingungen, unter denen es [im Betrieb] eingesetzt wird"[25] abhängt, ob sich betriebliche Weiterbildungsmaßnahmen auszahlen.

## Literatur

*Acemoglu,* D./*Pischke,* J.-S. (1998): Why Do Firms Train? Theory and Evidence. In: Quarterly Journal of Economics 113, S. 79 ff.

*Acemoglu,* D./*Pischke,* J.-S. (1999a): The Structure of Wages and Investment in General Training. In: Journal of Political Economy 107, S. 539 ff.

*Acemoglu,* D./*Pischke,* J.-S. (1999b): Beyond Becker: Training in Imperfect Labour Markets. In: Economic Journal 109, S. 112 ff.

*Akerlof,* G./*Yellen,* J. (Hrsg.) (1986): Efficiency Wage Models of the Labor Market, Cambridge u. a.

*Albach,* H. (1988): Kosten, Transaktionen und externe Effekte im betrieblichen Rechnungswesen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft 58, S. 1143 ff.

*Alewell,* D. (1998): Warum finanzieren Arbeitgeber transferierbare Weiterbildung? In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 50, S. 315 ff.

*Aoki,* M. (1990): The Participatory Generation of Information Rents and the Theory of the Firm. In: Aoki, M./Gustafsson, B./Williamson, O. E. (Hrsg.): The Firm as a Nexus of Treaties, London, S. 26 ff.

*Arrow,* K. J. (1969): The Organization of Economic Activity: Issues Pertinent to the Choice of Market Versus Nonmarket Allocation. In: The Analysis and Evaluation of Public Expenditures: The PPB System 1, U.S. Joint Economic Committee, 91st Congress, 1st Session, Washington, U.S. Government Printing Office, S. 59 ff.

*Astrostic,* B. K. (1982): The Demand for Leisure and Nonpecuniary Job Characteristics. In: American Economic Review 72, S. 428 ff.

*Baethge,* M. (1992): Die vielfältigen Widersprüche beruflicher Weiterbildung. In: WSI-Mitteilungen, 45, S. 313 ff.

*Baethge,* M./*Dobschat,* R./*Husemann,* R./*Lipsmeier,* A./*Schiersmann,* C./*Wedding,* D. (1990): Forschungsstand und Forschungsperspektiven im Bereich betrieblicher Weiterbildung – aus Sicht von Arbeitnehmern, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Wissenschaften, Bonn.

*Bardeleben,* R. *von/Beicht,* U./*Herget,* H./*Krekel,* E.M. (1996): Individuelle Kosten und individueller Nutzen beruflicher Weiterbildung, Bundesinstitut für Berufsbildung, Berichte zur beruflichen Bildung, Heft 201, Bielefeld.

[25] *Alewell* (1998), S. 324.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Becker,* R. (1991): Berufliche Weiterbildung und Berufsverlauf. Eine Längsschnittuntersuchung von drei Geburtskohorten. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 24, S. 351 ff.

*Bellmann,* L. (2003): Datenlage und Interpretation der Weiterbildung in Deutschland, Schriftenreihe der Expertenkommission Finanzierung Lebenslangen Lernens. Band 2, Bielefeld.

*Bellmann,* L. / *Düll,* H. (1999): Die Bedeutung des beruflichen Bildungsabschlusses in der betrieblichen Weiterbildung – Eine Analyse auf der Basis des IAB-Betriebspanels 1997 für West- und Ostdeutschland. In: Bellmann, L. / Steiner, V. (Hrsg.): Panelanalysen zur Lohnstruktur, Qualifikation und Beschäftigungsdynamik, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 229, Nürnberg, S. 317 ff.

*Bellmann,* L. / *Düll,* H. / *Leber,* U. (2001): Zur Entwicklung der betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten. Eine empirische Untersuchung auf Basis des IAB-Betriebspanels. In: Reinberg, A. (Hrsg.): Arbeitsmarktrelevante Aspekte der Bildungspolitik, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 245, Nürnberg, S. 97 ff.

*Braczyk,* J. (1998): Inwiefern bestimmen organisatorische Entwicklungen im Beschäftigungssystem die Nutzung des Humankapitals. In: Matalik, S. / Schade, D. (Hrsg.): Entwicklungen in Aus- und Weiterbildung, Baden-Baden, S. 45 ff.

*DIW* (31 / 2001)*:* Überstunden und Weiterbildung in Deutschland: Eine Chance für investive Arbeitszeitpolitik? In: DIW-Wochenbericht 31 / 2001, S. 462 ff.

*Doeringer,* P. B. / *Piore,* M. J. (1971): Internal Labor Markets and Manpower Analysis, Lexington.

*Düll,* H. / *Bellmann,* L. (1999): Der unterschiedliche Zugang zur betrieblichen Weiterbildung nach Qualifikation und Berufsstatus. Eine Analyse auf der Basis des IAB-Betriebspanels 1997 für West- und Ostdeutschland. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 32, S. 70 ff.

*Feuer,* M. J. / *Glick,* H. A. / *Desai,* A. (1991): Firm Financed Education and Specific Human Capital In: Stern, D. / Ritzen, J.M.M. (Hrsg.): Market Failure in Training? New Economic Analysis and Evidence on Training of Adult Employers, Studies in Contemporary Economics, New York, S. 41 ff.

*Franz,* W. / *Soskice,* D. (1995): The German Apprenticeship System. In: Buttler, F. / Franz, W. / Schettkat, R. / Soskice, D. (Hrsg.): Institutional Frameworks and Labor Market Performance, London / New York, S. 208 ff.

*Freeman,* R. B. (1986): Demand for Education. In: Ashenfelter, O. / Layard, R. (Hrsg.): Handbook of Labor Economics, Vol. I, S. 356 ff.

*Freeman,* R. B. / *Lazear,* E. P. (1995): An Economic Analysis of Works Councils. In: Rogers, J. / Streeck, W. (Hrsg.): Work Councils – Consultation, Representation, and Cooperation in Industrial Relations. Comparative Views on the U.S. and German Economies, London / Chicago, S. 27 ff.

*Freeman,* R. B. / *Medoff,* J. L. (1979): The Two Faces of Unionism. In: Public Interest 57, S. 69 ff.

*Geißler,* H. *(Hrsg.)* (1995): Organisationslernen und Weiterbildung. Die strategische Antwort auf die Herausforderung der Zukunft, Neuwied / Kriftel / Berlin.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Gerlach,* K. / *Jirjahn,* U. (1998a): Technischer Fortschritt, Arbeitsorganisation und Qualifikation: Eine empirische Untersuchung für das Verarbeitende Gewerbe Niedersachsens. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 31, S. 426 ff.

*Gerlach,* K. / *Jirjahn,* U. (1998b): Determinanten betrieblicher Weiterbildungsaktivitäten. Eine empirische Untersuchung mit Daten des Hannoveraner Firmenpanels. In: Pfeiffer, F. / Pohlmeier, W. (Hrsg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg, Baden-Baden, S. 311 ff.

*Glick,* H. A. / *Feuer,* M. J. (1984): Employer Sponsored Trainings and the Governance of Specific Human Capital Investments. In: Quarterly Review of Economics and Business 24, S 91 ff.

*Grünewald,* U. / *Moraal,* D. (1996): Betriebliche Weiterbildung in Deutschland: Gesamtbericht; Ergebnisse aus drei empirischen Erhebungsstufen im Rahmen des EG-Aktionsprogramms FORCE, Bielefeld.

*Grünewald,* U. / *Moraal,* D. / *Schönfeld,* G. (2003): Betriebliche Weiterbildung in Deutschland und Europa, Schriftenreihe des Bundesinstituts für Berufsbildung, Bonn.

*Grünewald,* U. / *Sauter,* E. (1994): Betriebliche Weiterbildung in der Europäischen Gemeinschaft: Ansätze für einen Ländervergleich. In: Weidenfeld, W. / Hönekopp, E. / Konle-Seidl, R. (Hrsg.): Europäische Integration und Arbeitsmarkt, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 181, Nürnberg, S. 178 ff.

*Gümbel,* R. (1985): Handel, Markt und Ökonomik, Wiesbaden.

*Hashimoto,* M. (1981): Firm-Specific Human Capital as a Shared Investment. In: American Economic Review 71, S. 475 ff.

*Hirschmann,* A. O. (1974): Abwanderung und Widerspruch. Reaktionen auf Leistungsabfall bei Unternehmungen, Organisationen und Staaten, Tübingen.

*Jost,* P.-J. (2001): Der Transaktionskostenansatz im Unternehmenskontext. In: ders. (Hrsg.): Der Transaktionskostenansatz in der Betriebswirtschaftslehre, Stuttgart, S. 9 ff.

*Katz,* E. / *Zindermann,* A. (1990): Investment in General Training: The Role of Information and Labour Mobility. In: Economic Journal 100, S. 1147 ff.

*Kessler,* A. S. / *Lüfelsmann,* C. L. (2002): The Theory of Human Capital Revisited: On the Interaction of General and Specific Investments, CESifo Working Paper Series No. 776.

*Kuckulenz,* A. / *Zwick,* T. (2003): The Impact of Training on Earnings – Differences Between Participant Groups and Training Forms, ZEW-Discussion Paper No. 03 – 57, Mannheim.

*Lindbeck,* A. / *Snower,* D. J. (1996): Reorganization of Firms and Labor-Market-Inequality. In: American Economic Review (Papers and Proceedings) 86, S. 315 ff.

*Lutz,* B. (1987): Arbeitsmarktstruktur und betriebliche Arbeitskräftestrategie: eine theoretisch-historische Skizze zur Entstehung betriebszentrierter Arbeitsmarktsegmentation, Frankfurt am Main / New York.

*Martin,* A. / *Düll,* H. (2000): Betriebliche Weiterbildung und Arbeitsmarktsituation: Qualifizierungsmaßnahmen im Lichte organisationstheoretischer Ansätze und empirischer Datenanalyse. In: Matiaske, W. / Mellewigt, T. / Stein, F. A. (Hrsg.): Empirische Organisations- und Entscheidungsforschung, Heidelberg, S. 81 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Milgram,* P. / *Roberts,* J. (1995): Continuous Adjustment and Fundamental Change in Business Strategy and Organization. In: Siebert, H. (Hrsg.): Trends in Business Organization: Do Participation and Cooperation Increase Competitiveness?, Tübingen, S. 231 ff.

*Müller,* W. (1985): Mobilitätsforschung und Arbeitsmarkttheorie. In: Knepel, H. / Hujer, R. (Hrsg.): Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt, Frankfurt am Main / New York., S. 17 ff.

*Neubäumer,* R. (1993): Betriebliche Ausbildung „über Bedarf" – Empirische Ergebnisse und ein humankapitaltheoretischer Ansatz. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft 44, S. 104 ff.

*Neubäumer,* R. (1999): Der Ausbildungsstellenmarkt der Bundesrepublik Deutschland: eine theoretische und empirische Analyse, Berlin.

*Neubäumer,* R. / *Kohaut,* S. (2001): Forschungs- und Innovationsschwäche ostdeutscher Betriebe? – Theoretische Erklärungen und empirische Ergebnisse auf der Basis des IAB-Betriebspanels. In: Konjunkturpolitik 47, S. 315 ff.

*Neubäumer,* R. / *Kohaut,* S. (2002): Unternehmen investieren nicht nur in Sachkapital – ein theoretischer Ansatz und seine empirische Überprüfung mit dem Betriebs-Panel des IAB 1998. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft 72, S. 403 ff.

*Pannenberg,* M. (1995): Weiterbildungsaktivitäten und Erwerbsbiographie. Eine empirische Analyse für Deutschland, Frankfurt am Main / New York.

*Pawlowsky,* P. (1992): Betriebliche Qualifikationsstrategien und organisationales Lernen. In: Staehle, W. / Conrad, P. (Hrsg.): Managementforschung 2, Berlin / New York, S. 177 ff.

*Sachverständigenkommission Kosten und Finanzierung der beruflichen Bildung* (1974): Kosten und Finanzierung der außerschulischen beruflichen Bildung (Abschlussbericht), Bielefeld.

*Sadowski,* D. (1980): Berufliche Bildung und betriebliches Bildungsbudget: zur ökonomischen Theorie der Personalbeschaffungs- und Bildungsplanung im Unternehmen, Stuttgart.

*Sadowski,* D. (1981): Zur Theorie unternehmensfinanzierter Investitionen in die Berufsausbildung. In: Clement, W. (Hrsg.): Konzept und Kritik des Humankapitalansatzes, Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., Bd. 113, Berlin, S. 41 ff.

*Sadowski,* D. (2002): Personalökonomie und Arbeitspolitik, Stuttgart.

*Sengenberger,* W. (1987): Struktur und Funktionsweise von Arbeitsmärkten. Die Bundesrepublik Deutschland im internationalen Vergleich, Frankfurt am Main / New York.

*Sesselmeier,* W. / *Blauermel,* G. (1997): Arbeitsmarkttheorien: ein Überblick, 2. Aufl., Heidelberg.

*Siebert,* H. (Hrsg.) (1995): Trends in Business Organization: Do Participation and Cooperation Increase Competitiveness?, Tübingen.

*Spence,* M. (1974): Market Signaling, Cambridge.

*Spence,* M. (1976): Competition in Salaries Credentials and Signaling Prerequisites for Jobs. In: Quarterly Journal of Economics 90, S. 51 ff.

*Stevens,* M. (1994): Labour Contracts and Efficiency in On-the-Job-Training. In: Economic Journal 104 S. 408 ff.

*Stevens,* M. (1996): Transferable Training and Poaching Externalities. In: Booth, A. L. / Snower, D. J. (Hrsg.): Acquiring Skills, Cambridge, S. 21 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Weiss,* A. (1990): Efficiency Wages. Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion, Princeton.

*Williamson,* O. E. (1981): On the Nature of the Firm: Some Recent Developments. In: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft 137, S. 675 ff.

*Williamson,* O. E. (1990): Die ökonomischen Institutionen des Kapitalismus: Unternehmen, Märkte, Kooperationen, Tübingen (Deutsche Übersetzung von „The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting").

*Williamson,* O. E. / *Wachtner,* M. / *Harris,* J. (1975): Understanding the Employment Relation: The Analysis of Idiosyncratic Exchange. In: Bell Journal of Economics 6, S. 250 ff.

*Windsperger,* J. (1983): Transaktionskosten in der Theorie der Firma. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft 53, S. 889 ff.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Weiterbildung in KMU

Von *Lutz Bellmann* und *Ute Leber,* Nürnberg

## I. Einführung

Bildungs- und Qualifizierungsprozesse spielen aus betrieblicher Sicht eine wichtige Rolle zur Sicherung der Wettbewerbsfähigkeit sowie zur Bewältigung des technisch-organisatorischen Wandels und der demografischen Entwicklung. Zwar kann Weiterbildung eine fundierte Erstausbildung kaum ersetzen, doch hat sie gegenüber der Lehre an Bedeutung gewonnen. Auch aus Sicht der Erwerbspersonen wird eine Qualifikationsanpassung durch Weiterbildung immer wichtiger, denn sie trägt zur Sicherung bzw. Verbesserung der individuellen Einkommens- und Beschäftigungschancen bei.

Im internationalen Vergleich liegen die Weiterbildungsaktivitäten der deutschen Betriebe auf einem relativ niedrigen Niveau: „Zusammengefasst bedeutet dies, dass Deutschland die ehemals führende Position bei der Zahl der Unternehmen, die Maßnahmen der betrieblichen Weiterbildung anbieten, verloren hat. Die Chance für die Mitarbeiter, an Weiterbildungskursen teilnehmen zu können, ist im europäischen Vergleich unterdurchschnittlich, die Dauer der Maßnahmen liegt auf dem Niveau der Bewerberländer. Trotzdem liegen die Kosten der Bildungsmaßnahmen im europäischen Vergleich eher hoch.“ (*Grünewald/Moraal/Schönfeld* 2003: 10).

Ein näherer Blick auf die Weiterbildungssituation in Deutschland macht deutlich, dass diese durch eine ungleiche Beteiligung verschiedener Gruppen an Bildungsmaßnahmen gekennzeichnet ist. Für die Bundesrepublik liegt eine Reihe an Erhebungen vor, die Informationen zum Angebot und zur Teilnahme an beruflichen bzw. betrieblichen Weiterbildungsmaßnahmen bereitstellen (zu einem Überblick vgl. *Bellmann* 2003). Auch wenn die Ergebnisse dieser Studien aufgrund unterschiedlicher Abgrenzungen, Fragestellungen und Erhebungsmethoden nur schwer miteinander vergleichbar sind, lässt sich auf ihrer Basis dennoch erkennen, dass es einen nicht unbeachtlichen Bereich der „Weiterbildungsabstinenz“ gibt. Während dazu auf der Personenebene neben Geringqualifizierten vor allem auch Ältere sowie Personen mit Migrationshintergrund gehören, handelt es sich auf der Betriebsebene dabei insbesondere um kleine und mittlere Unternehmen (KMU).

Ein positiver Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Weiterbildungsaktivitäten wurde sowohl von Studien auf der Basis von Unternehmens- bzw. Betriebsdaten (IAB-Betriebspanel, europäische Weiterbildungserhebung CVTS, IW-Erhe-



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

bung zur Weiterbildung) als auch von solchen auf der Grundlage von Individualbefragungen (Berichtssystem Weiterbildung (BSW), Sozio-Ökonomisches Panel (SOEP), BIBB / IAB-Erhebung) festgestellt. Einerseits zeigen deskriptive Untersuchungen, dass das Weiterbildungsangebot von Betrieben bzw. die Weiterbildungsbeteiligung von Beschäftigten mit der Betriebsgröße ansteigt (z. B. *Kuwan / Gnahs / Seidel* 2000, *Grünewald / Moraal / Schönfeld* 2003, *Leber* 2002). Andererseits hat sich die Betriebsgröße aber auch in multivariaten Analysen als hochsignifikanter und bedeutender Erklärungsfaktor betrieblicher Weiterbildungsaktivitäten herausgestellt (*Düll / Bellmann* 1998, *Bellmann / Düll / Leber* 2001, *Gerlach / Jirjahn* 2001). Ein Größeneffekt der betrieblichen Weiterbildung wurde dabei nicht nur für formelle, d. h. kursförmig organisierte, Weiterbildungsmaßnahmen festgestellt, sondern auch für informelle, arbeitsintegrierte Lernformen, an die oftmals die Hoffnung geknüpft wird, dass sie gerade auch für KMU zugänglich seien (*Brussig / Leber* 2004).

Auch wenn die Größenabhängigkeit betrieblicher Weiterbildungsmaßnahmen inzwischen gut belegt ist, besteht weitgehend Unklarheit darüber, welche Faktoren für das geringe Weiterbildungsengagement der KMU verantwortlich sind. Dies ist unbefriedigend, denn die Identifikation dieser Faktoren ist Voraussetzung dafür, Ansatzpunkte für eine gezielte Förderung der Weiterbildungsaktivitäten im klein- und mittelbetrieblichen Segment zu gewinnen. Der vorliegende Beitrag gibt einen näheren Einblick in die unterschiedlichen Weiterbildungsaktivitäten von KMU und Großbetrieben und untersucht die Determinanten, die für diese Differenzen verantwortlich sind. Dabei wird insbesondere der Frage nachgegangen, inwieweit die unterschiedlichen Weiterbildungsaktivitäten von KMU und Großbetrieben auf unterschiedliche „Ausstattungsmerkmale" dieser Betriebe zurückgeführt werden können. Zur Beantwortung dieser Frage werden – neben theoretischen Überlegungen zum Weiterbildungsverhalten von KMU und Großbetrieben – die Ergebnisse empirischer Untersuchungen auf Basis des IAB-Betriebspanels präsentiert, in denen die Einflussfaktoren betrieblicher Weiterbildung analysiert und die größenklassenspezifischen Differenzen im Weiterbildungsangebot mittels des Dekompositionsansatzes von *Even / Macpherson* (1990, 1993) in einen durch unterschiedliche Ausstattungsmerkmale „erklärten" sowie einen „unerklärten" Anteil zerlegt werden.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt II werden Hypothesen zum Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben formuliert, die in Abschnitt III empirisch überprüft werden. Nach einem Überblick über die Datenbasis und den von uns verwendeten methodischen Ansatz werden hier die Ergebnisse multivariater Schätzungen dargestellt und die Differenzen im Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben zerlegt. Abschnitt IV fasst schließlich die zentralen Ergebnisse der Untersuchung zusammen und zieht bildungspolitische Schlussfolgerungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## II. Warum bilden größere Betriebe häufiger weiter? Hypothesen zu den Einflussfaktoren der Weiterbildungsaktivitäten von KMU und Großbetrieben

Vorliegende Studien zur Erklärung des betrieblichen Weiterbildungsverhaltens basieren zumeist auf humankapitaltheoretischen Überlegungen, ergänzen diese aber in der Regel um weitere Erklärungsansätze, die an den externen Umwelt- und den internen Kontextfaktoren der betrieblichen Qualifizierung ansetzen (*Düll/Bellmann* 1998 oder *Gerlach/Jirjahn* 2001). Abbildung 1 gibt einen Überblick über verschiedene Determinanten des betrieblichen Weiterbildungsangebots, die sich in vorliegenden Untersuchungen als bedeutsam erwiesen haben. Neben Merkmalen der Personalstruktur gehören dazu auch Indikatoren der technischen Ausstattung, der Kontext der Arbeitsbeziehungen, die Gestaltung der Arbeitszeit, das Ausmaß der Personalfluktuation sowie betriebsstrukturelle Merkmale wie die Branchenzugehörigkeit oder die Zugehörigkeit zu einem Firmenverbund.

In Anlehnung an die Humankapitaltheorie (*Becker* 1970) folgen betriebliche Weiterbildungsentscheidungen dem üblichen ökonomischen Optimierungskalkül: Danach sind Unternehmen dann dazu bereit, in das Humankapital ihrer Mitarbeiter zu investieren, wenn die Erträge der Investition die damit verbundenen Kosten übersteigen. Unterschiede im Weiterbildungsverhalten von Betrieben verschiedener Größenklassen können sich diesem Ansatz zufolge dann ergeben, wenn die Kosten sowie der Nutzen der Qualifizierungsaktivitäten zwischen den Betrieben differieren.

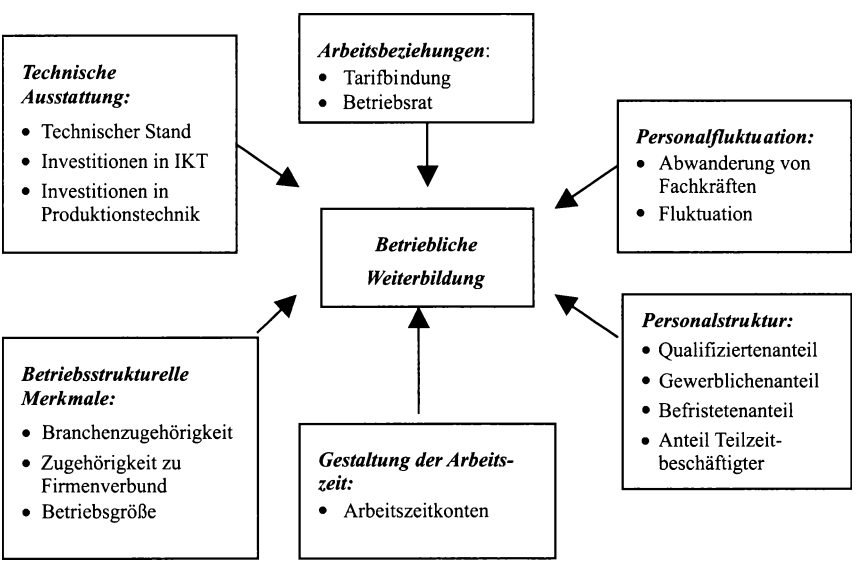


Abbildung 1: Determinanten betrieblicher Weiterbildungsaktivitäten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Eine unterschiedliche Kosten-Nutzen-Relation und damit ein Größeneffekt betrieblicher Weiterbildungsaktivitäten ergibt sich danach zum einen für interne Weiterbildungsveranstaltungen, die erst ab einer bestimmten Mitarbeiterzahl organisatorisch durchführbar und wirtschaftlich vertretbar sind. Mit zunehmender Beschäftigten- und damit auch potenzieller Teilnehmerzahl können die (fixen) Weiterbildungskosten auf eine größere Anzahl an Köpfen verteilt werden, so dass Weiterbildungsinvestitionen für größere Betriebe eher rentabel sind. Auf Weiterbildungsmaßnahmen externer Träger sowie arbeitsintegrierte oder selbstgesteuerte Lernformen dürfte dieses Argument allerdings weniger zutreffen. Zum anderen sind Großbetriebe eher in der Lage, z. B. mit internen Arbeitsmärkten ihre Beschäftigten an den Betrieb zu binden. Dadurch verbessern sich die Einsatzmöglichkeiten des weitergebildeten Personals, was wiederum die Erträge der Weiterbildungsinvestitionen sichert bzw. erhöht. Eine Möglichkeit, fehlende Größenvorteile auszugleichen, liegt in der Zugehörigkeit zu einem Firmenverbund oder einem größeren Unternehmen. In diesem Fall können Mitarbeiter an Weiterbildungsaktivitäten verbundener Betriebe oder übergeordneter Einrichtungen partizipieren, und die Weiterbildungskosten können über eine größere Anzahl an Einheiten verteilt werden (*Gerlach/Jirjahn* 2001). Insofern ist für derartige „Verbundbetriebe" eher anzunehmen, dass Weiterbildungsaktivitäten vorhanden sind, wohingegen Einzelbetriebe aufgrund dieser fehlenden Ressourcen weniger stark in der Weiterbildung engagiert sein sollten.

Größenspezifische Unterschiede in den Kosten und Nutzen betrieblicher Weiterbildungsaktivitäten können sich darüber hinaus auch in verschiedenerlei anderer Hinsicht ergeben:

- Weiterbildung kostet nicht nur Geld, sondern auch Zeit. Gerade für KMU ist es oftmals schwierig, Mitarbeiter für die Teilnahme an Qualifizierungsmaßnahmen freizustellen, da hierdurch der Geschäftsablauf gestört wird (*Janßen* 2003). Ein möglicher Ausweg liegt in der Nutzung von flexiblen Arbeitszeitinstrumenten wie z. B. Arbeitszeitkonten. Vorliegende Studien deuten daraufhin, dass derartige Instrumente vorrangig von größeren Unternehmen genutzt werden (z. B. *Ludewig* 2001), was für ein stärkeres Weiterbildungsengagement von Großbetrieben spricht.
- Ob sich Weiterbildungsinvestitionen aus betrieblicher Perspektive rentieren, hängt nicht nur von der Höhe, sondern auch von der Länge der Auszahlungsperiode der Weiterbildungserträge ab. Von entscheidender Bedeutung ist in diesem Zusammenhang das Ausmaß der Fluktuation bzw. der Gefahr, dass qualifizierte Mitarbeiter abwandern. Verlassen die geförderten Mitarbeiter den Betrieb bereits kurze Zeit nach der Qualifizierung wieder, so ist es fraglich, ob der Nutzen der Weiterbildung aus Sicht der Betriebe die Kosten übersteigt. Wie oben bereits erwähnt, verfügen größere Unternehmen eher über interne Arbeitsmarkte, und sie setzen verstärkt Instrumente ein, die dazu dienen, ihre Mitarbeiter an sich zu binden. Dazu gehört etwa die betriebliche Altersversorgung, die einem deutlichen Größeneffekt unterliegt (*Bellmann/Leber* 2001). Speziell zur Ab-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sicherung von Weiterbildungsinvestitionen können Betriebe auch auf das Instrument der Rückzahlungsklausel zurückgreifen, das Mitarbeiter, die den Betrieb vor Ablauf einer bestimmten Zeit wieder verlassen, dazu verpflichtet, einen Teil der Weiterbildungskosten zurückzuzahlen (*Alewell* 1997). Wie empirische Analysen zeigen, wird auch dieses Instrument vor allem von größeren Betrieben genutzt (*Leber* 2000). Auch dies spricht für ein verstärktes Weiterbildungsengagement von Großbetrieben.

- Die Länge der Auszahlungsperiode der Weiterbildungserträge spielt auch im Hinblick auf die Weiterbildungsbeteiligung verschiedener Mitarbeitergruppen eine Rolle: So ist insbesondere für die Gruppe der befristet Beschäftigten, aber auch die der Teilzeitbeschäftigten von einem geringeren Anreiz der Betriebe zur Finanzierung von Humankapitalinvestitionen auszugehen, da hier die Weiterbildungserträge nur über einen (im Vergleich zu unbefristet und in Vollzeit Beschäftigten) kürzeren Zeitraum hinweg anfallen können. Gerade bei Teilzeitbeschäftigten dürfte darüber hinaus eine Freistellung zum Zwecke der Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen organisatorisch oftmals nur schwer möglich bzw. nicht erwünscht sein. In Abhängigkeit davon, welchen Anteil befristet und in Teilzeit Beschäftigte in Großbetrieben sowie in KMU an der Belegschaft stellen, könnte auch dies zu Differenzen im betrieblichen Weiterbildungsverhalten führen. Neben dem Befristetenanteil und dem Anteil an Teilzeitbeschäftigten werden als weitere Merkmale der Personalstruktur auch der Qualifiziertenanteil sowie der Gewerblichenanteil in der empirischen Analyse berücksichtigt. In der empirischen Weiterbildungsforschung wird über die differenzierende Wirkung dieser Personalstrukturmerkmale berichtet: Während qualifizierte Mitarbeiter vergleichsweise häufig an Maßnahmen der betrieblichen Weiterbildung partizipieren, stellen sich die Weiterbildungschancen gewerblicher Arbeitnehmer schlechter dar (zu einem Überblick über Ergebnisse verschiedener Befragungen vgl. *Bellmann* 2003 sowie *Bellmann/Leber* 2003). Insofern berücksichtigen wir auch die Anteile dieser Beschäftigtengruppen in KMU und Großbetrieben, wobei wir für den Qualifiziertenanteil einen positiven und für den Gewerblichenanteil einen negativen Einfluss auf das Weiterbildungsangebot erwarten.
- Technische Änderungen ziehen oftmals einen Qualifikationsbedarf nach sich, der durch Weiterbildungsaktivitäten gedeckt werden kann. Vorliegende empirische Studien weisen auf einen positiven Zusammenhang zwischen technischen Innovationen und betrieblicher Weiterbildung hin (vgl. *Bellmann/Düll/Leber* 2001, *Düll/Bellmann* 1998, *Gerlach/Jirjahn* 2001). Indikatoren der technischen Ausstattung von Betrieben können dann einen Beitrag zur Erklärung der unterschiedlichen Weiterbildungsaktivitäten von KMU und Großbetrieben leisten, wenn Großbetriebe häufiger als KMU in technische Neuerungen investieren.
- Schließlich können betriebliche Weiterbildungsentscheidungen auch durch rechtliche Ansprüche beeinflusst werden, die Arbeitnehmer oder deren Interessenvertreter aufgrund tarifvertraglicher oder gesetzlicher Rechte geltend machen können. Verschiedene Tarifverträge enthalten Regelungen zur Weiterbildung (zu

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

einem Überblick vgl. *Bahnmüller* 2002), und vorliegende empirische Studien weisen auf eine positive Korrelation zwischen der Tarifbindung von Betrieben und ihrem Engagement in der Weiterbildung hin (*Düll/Bellmann* 1998, *Bellmann/Düll/Leber* 2001). Auch Betriebsräte haben Partizipationsrechte bei betrieblichen Bildungsmaßnahmen; ein positiver Zusammenhang zwischen der Existenz eines Betriebsrates und Weiterbildungsmaßnahmen wurde empirisch nachgewiesen (*Düll/Bellmann* 1998, *Bellmann/Düll/Leber* 2001). Da sowohl die Tarifbindung (*Kohaut/Schnabel* 2003a und 2003b) als auch die Verbreitung von Betriebsräten einem deutlichen Größeneffekt unterliegen (*Ellguth* 2003), kann auch dies zu differierenden Weiterbildungsaktivitäten von KMU und Großbetrieben beitragen.

## III. Empirische Analyse

### 1. Das IAB-Betriebspanel als Datengrundlage

Grundlage der folgenden Untersuchung sind die Daten des IAB-Betriebspanels aus dem Jahr 1999. Beim IAB-Betriebspanel handelt es sich um eine repräsentative Befragung von Betrieben aller Branchen und Größenklassen, die seit 1993 in West- und seit 1996 auch in Ostdeutschland durchgeführt wird (zu näheren Informationen zum IAB-Betriebspanel vgl. *Bellmann* 2002). Das Sample des IAB-Betriebspanels wird als geschichtete Zufallsstichprobe aus der Betriebsdatei der Beschäftigtenstatistik der Bundesagentur für Arbeit gezogen, die alle Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält. Für das Jahr 1999 stehen insgesamt 9.762 auswertbare Interviews zur Verfügung, davon 4.427 in Westdeutschland. Die Angaben dieser Betriebe lassen sich auf rund 2,08 Mio. Betriebe hochrechnen, davon 1,65 Mio. in den alten Bundesländern.

Der Fragebogen des IAB-Betriebspanels beruht auf einem modularen Fragekonzept, wobei ein wesentlicher Teil der Fragen betriebliche Kenngrößen erfasst, die sich jährlich ändern können (z. B. Beschäftigung, Umsatz, Investitionen). Neben diesem Satz an jährlich erhobenen Standardfragen enthält der Fragebogen auch von Welle zu Welle wechselnde Schwerpunktthemen. Die betriebliche Weiterbildung bildet alle zwei Jahre einen derartigen Schwerpunkt. In dem entsprechenden Themenkomplex werden unter anderem Informationen zum Angebot an verschiedenen Weiterbildungsformen und zur Beteiligung einzelner Mitarbeitergruppen an betrieblichen Weiterbildungsmaßnahmen erhoben. In der folgenden Analyse wird das Augenmerk ausschließlich auf das Angebot an Weiterbildungsmaßnahmen gerichtet, wohingegen weitere „Kennzahlen" wie die Weiterbildungsintensität (in Form des Anteils der Weiterbildungsteilnehmer an den Beschäftigten) nicht berücksichtigt werden. Ein Betrieb wird demnach dann als „Weiterbildungsbetrieb" bezeichnet, wenn er angibt, im 1. Halbjahr des Jahres 1999 Weiterbildungsmaßnahmen gefördert zu haben, indem er Arbeitskräfte zur Teilnahme an inner- oder außerbetrieblichen Maßnahmen freigestellt oder die Kosten für Weiterbildungsmaßnahmen ganz oder teilweise übernommen hat.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 2. Methodik

Im Mittelpunkt unserer Analyse steht das Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben, wobei wir in Anlehnung an die Definition der EU (*Europäische Kommission* 2003) KMU als Betriebe mit weniger als 250 und Großbetriebe als Betriebe mit mindestens 250 Mitarbeitern verstehen.[1] Bei unseren abhängigen Variablen handelt es sich also um zwei dichotome Variablen, die dann den Wert „Eins" annehmen, wenn ein Betrieb weiterbildet, und den Wert „Null", wenn dies nicht der Fall ist. Um die Unterschiede im Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben erklären zu können, greifen wir im Folgenden auf den Dekompositionsansatz von *Even/Macpherson* (1990, 1993) zurück, der speziell für die Analyse derartiger dichotomer Variablen entwickelt wurde. Analog zu dem üblicherweise bei OLS-Schätzungen angewandten Ansatz nach *Oaxaca* (1973) und *Blinder* (1973) lassen sich danach Differenzen in den Outcome-Variablen (im vorliegenden Fall: Weiterbildungsangebot ja – nein) zweier Gruppen (hier: KMU und Großbetriebe) in einen erklärten und einen unerklärten Anteil zerlegen. Der erklärte Anteil ergibt sich dabei aus den unterschiedlichen Ausstattungsmerkmalen beider Gruppen; im vorliegenden Fall gibt er also an, inwieweit sich die Differenzen im Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben auf Unterschiede in den betrachteten exogenen Variablen zurückführen lassen. Der unerklärte Anteil dagegen berücksichtigt, dass ein gegebener Betrieb eine mehr oder weniger starke Neigung, weiterzubilden, aufweist; er resultiert daraus, dass identische Ausstattungsmerkmale von KMU und Großbetrieben unterschiedlich „bewertet" werden.

Das genaue Vorgehen lässt sich wie folgt darstellen:

(1) In einem ersten Schritt werden getrennte Probit-Schätzungen für KMU und Großbetriebe ($j$) durchgeführt, in denen jeweils das Weiterbildungsangebot (ja – nein) die abhängige Variable darstellt:

$$\Pr(Y_{ij} = 1 | X_{ij}) = \Phi(X_{ij}\beta) \ .$$

Dabei ist $X_{ij}$ der Vektor der exogenen Variablen bzw. Ausstattungsmerkmale des Betriebes $i$, $\beta$ der Koeffizientenvektor und $\Phi$ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

(2) Auf Basis dieser Ergebnisse wird die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, dass ein kleiner/mittlerer Betrieb bzw. ein Großbetrieb Weiterbildung anbietet, geschätzt:

[1] Nach der Definition der EU wird als zusätzliches Abgrenzungskriterium neben der Beschäftigtenzahl auch der Jahresumsatz bzw. die Jahresbilanzsumme verwendet. Danach wird ein Betrieb nur dann als KMU verstanden, wenn der Jahresumsatz 50 Mio. Euro nicht überschreitet bzw. die Jahresbilanzsumme nicht größer als 43 Mio. Euro ist. Im vorliegenden Beitrag stellen wir jedoch allein auf die Beschäftigtenzahl ab.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\hat{P}_{Groß} = \frac{1}{n_{\text{Groß}}} \sum_{i=1}^{n_{\text{Groß}}} \Phi(X_{iGroß}\hat{\beta}_{Groß})$$

$$\hat{P}_{KMU} = \frac{1}{n_{KMU}} \sum_{i=1}^{n_{KMU}} \Phi(X_{iKMU}\hat{\beta}_{KMU}) \ ,$$

wobei $n_{Groß}$ bzw. $n_{KMU}$ die Anzahl der kleinen / mittleren Betriebe bzw. der Großbetriebe in der Stichprobe wiedergeben.

(3) Aus diesen geschätzten Wahrscheinlichkeiten wird die Differenz gebildet:

$$GAP = \hat{P}_{Groß} - \hat{P}_{KMU} \ .$$

(4) Um diese Differenz zerlegen zu können, wird der Ausdruck $\hat{P}_0$ eingeführt:

$$\hat{P}_0 = \frac{1}{n_{KMU}} \sum_{i=1}^{n_{KMU}} \Phi(X_{iKMU}\hat{\beta}_{Groß}) \ ,$$

der die mittlere Wahrscheinlichkeit des Weiterbildungsangebots angibt, die berechnet wird, indem die Ausstattungsmerkmale der kleinen und mittleren Betriebe mit den Koeffizienten der Großbetriebe verknüpft werden.

(5) Die Differenz im Weiterbildungsangebot der KMU und der Großbetriebe lässt sich dann wie folgt zerlegen:

$$\hat{P}_{Groß} - \hat{P}_{KMU} = (\hat{P}_{Groß} - \hat{P}_0) + (\hat{P}_0 - \hat{P}_{KMU})$$

Dabei stellt der erste Ausdruck auf der rechten Seite der Gleichung den erklärten Anteil der Differenz (EXP) dar, der auf unterschiedliche Ausstattungsmerkmale der KMU und der Großbetriebe (also auf Unterschiede in den $X$) zurückgeführt werden kann. Hier bleiben die Koeffizienten konstant, doch werden die Ausstattungsmerkmale ($X$) der Großbetriebe durch die der kleinen und mittleren Betriebe ersetzt. Der zweite Ausdruck auf der rechten Seite der Gleichung stellt dagegen den unerklärten Anteil (UNEXP) dar: Hier werden die Ausstattungsmerkmale der Betriebe ($X$) konstant gehalten, wohingegen sich die Koeffizienten von $\hat{\beta}_{Groß}$ auf $\hat{\beta}_{KMU}$ verändern.

(6) Der Beitrag der einzelnen unabhängigen Variablen $r$ zum erklärten kann schließlich wie folgt ermittelt werden:

$$EXP_r = EXP\left[\frac{(\bar{X}_{Großr} - \bar{X}_{KMUr})\hat{\beta}_{Großr}}{(\bar{X}_{Groß} - \bar{X}_{KMU})\hat{\beta}_{Groß}}\right] \ .$$

Im folgenden Abschnitt werden zunächst die Ergebnisse der Probit-Schätzungen für das Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben getrennt wiedergegeben. Anschließend wird die Differenz zwischen den Weiterbildungsangeboten nach der dargestellten Methode in einen Ausstattungs- und einen unerklärten Anteil zerlegt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 3. Empirische Ergebnisse

Tabelle 1 zeigt zunächst auf, auf welche Weise wir die unabhängigen Variable für unsere empirische Analyse operationalisiert haben, und sie enthält die *arithmetischen Mittelwerte* der exogenen Variablen, die in den Probit-Schätzungen für KMU und Großbetriebe berücksichtigt werden. Nennenswerte Unterschiede zwischen den Betrieben beider Gruppen lassen sich vor allem im Hinblick auf die getätigten Investitionen in Informations- / Kommunikationstechnik und Produktionstechnik, die Tarifbindung und die Existenz eines Betriebsrates sowie das Vorhandensein von Arbeitszeitkonten (jeweils Dummy-Variablen) ausmachen. So ist der Anteil der Großbetriebe, die in Informations- / Kommunikationstechnik und Produktionstechnik investieren, deutlich höher als der entsprechende Anteil der KMU. Zudem sind größere Betriebe weitaus häufiger tarifgebunden und Teil eines Unternehmensverbundes; sie verfügen häufiger über einen Betriebsrat und setzen vermehrt das Instrument der Arbeitszeitkonten ein.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der *Probit-Schätzungen,* die separat für KMU und Großbetriebe durchgeführt wurden wiedergegeben. Im Hinblick auf die Merkmale der Personalstruktur zeigt sich, dass sich alle von uns berücksichtigten Variablen in den Schätzungen für die KMU als signifikant erweisen und (mit Ausnahme des Befristetenanteils) das erwartete Vorzeichen tragen. In den Schätzungen für die Großbetriebe sind dagegen nur der Anteil der gewerblichen Mitarbeiter sowie der Anteil der Teilzeitbeschäftigten signifikant, nicht aber der Anteil der qualifizierten und der befristeten Beschäftigten.

KMU, die über eine moderne technische Ausstattung verfügen bzw. in Produktionsanlagen oder Informations- und Kommunikationstechnik investiert haben, weisen eine größere Wahrscheinlichkeit auf, Weiterbildungsmaßnahmen durchzuführen. Für Großbetriebe gilt dies nur in Bezug auf Investitionen in die Produktionstechnik, nicht aber die anderen Variablen, die wir zur Beschreibung der technischen Ausstattung herangezogen haben.

Die Existenz eines Betriebsrats wirkt sich in beiden Schätzungen signifikant positiv auf das Weiterbildungsangebot aus; von der Tarifbindung geht dagegen nur auf das Weiterbildungsangebot der KMU der erwartete positive Effekt aus. Sowohl kleine und mittlere Betriebe als auch Großbetriebe bilden eher weiter, wenn sie Arbeitszeitkonten verwenden; zudem steigt die Wahrscheinlichkeit, dass ein (kleiner / mittlerer oder großer) Betrieb weiterbildet, wenn er Teil eines größeren Unternehmens oder eines Firmenverbundes ist. Großbetriebe, die eine Abwanderung von Fachkräften erwarten, sind weniger häufig in der Weiterbildung engagiert; entgegen unserer Erwartungen übt diese Variable (ebenso wie die Variable „Hohe Fluktuation von Mitarbeitern") jedoch einen signifikant positiven Effekt auf das Weiterbildungsangebot von KMU aus.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 1*

**Arithmetische Mittelwerte der exogenen Variablen**

| Erklärende Variable | Operationalisierung | KMU (< 250 Beschäftigte) | Großbetriebe (> = 250 Beschäftigte) |
|---|---|---|---|
| **Personalstruktur:** | | | |
| Anteil der qualifizierten Mitarbeiter | Anteil von Facharbeitern und qualifizierten Angestellten | 0,63 | 0,72 |
| Anteil der gewerblichen Mitarbeiter | Anteil von Facharbeitern und un/-angelernten Arbeitern | 0,45 | 0,41 |
| Anteil der Teilzeitbeschäftigten | Anteil der Teilzeitbeschäftigten | 0,17 | 0,16 |
| Anteil der befristet Beschäftigten | Anteil der Mitarbeiter mit befristetem Arbeitsvertrag | 0,06 | 0,10 |
| **Technische Ausstattung:** | | | |
| Investitionen in IKT | Investitionen im letzten Geschäftjahr (ja = 1) | 0,45 | 0,81 |
| Investitionen in Produktionstechnik | Investitionen im letzten Geschäftjahr (ja = 1) | 0,45 | 0,76 |
| Technischer Stand | Moderne technische Ausstattung (ja = 1) | 0,65 | 0,72 |
| **Personalfluktuation:** | | | |
| Abwanderung von Fachkräften | Abwanderung befürchtet (ja = 1) | 0,05 | 0,08 |
| Hohe Fluktuation | Hohe Fluktuation befürchtet (ja = 1) | 0,03 | 0,16 |
| **Arbeitsbeziehungen:** | | | |
| Betriebsrat | Betriebsrat vorhanden (ja=1) | 0,29 | 0,92 |
| Tarifbindung | Betrieb ist tarifgebunden (ja = 1) | 0,52 | 0,89 |
| **Arbeitzeitkonten** | Arbeitszeitkonten vorhanden (ja = 1) | 0,37 | 0,78 |
| **Verbundbetrieb** | Betrieb ist Teil eines größeren Unternehmens oder eines Firmenverbunds (ja = 1) | 0,24 | 0,57 |

*Quelle: IAB-Betriebspanel 1999;* eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 2*

**Ergebnisse der ML-Probit-Schätzungen (abhängige Variable: Weiterbildungsangebot)**

| | KMU (< 250 Beschäftigte) | Großbetriebe (> = 250 Beschäftigte) |
|---|---|---|
| **Personalstruktur:** | | |
| Anteil der qualifizierten Mitarbeiter | 0,792*** | 0,385 |
| Anteil der gewerblichen Mitarbeiter | –0,287*** | –0,451** |
| Anteil der Teilzeitbeschäftigten | –0,269*** | –0,523** |
| Anteil der befristet Beschäftigten | 0,277*** | –0,268 |
| **Technische Ausstattung:** | | |
| Investitionen in IKT | 0,427*** | 0,065 |
| Investitionen in Produktionstechnik | 0,278*** | 0,435*** |
| Technischer Stand | 0,226*** | 0,058 |
| **Personalfluktuation:** | | |
| Abwanderung von Fachkräften | 0,294*** | –0,462** |
| Hohe Fluktuation | 0,211** | 0,159 |
| **Arbeitsbeziehungen:** | | |
| Tarifbindung | 0,274*** | –0,138 |
| Betriebsrat | 0,456*** | 0,643*** |
| **Arbeitszeitkonten** | 0,356*** | 0,316*** |
| **Verbundbetrieb** | 0,436*** | 0,420*** |
| **Branchendummies** | ja | ja |
| **Fallzahl** | 7.625 | 1.893 |
| **Pseudo $R^2$** | 0,2137 | 0,2817 |

*Quelle: IAB-Betriebspanel 1999;* eigene Berechnungen.

Anmerkung: ***/** bezeichnet Signifikanz auf dem 99%/95%-Niveau. Zur Operationalisierung der unabhängigen Variablen vgl. Tabelle 1.

Die Ergebnisse der nach dem Ansatz von *Even/Macpherson* (1990, 1993) vorgenommenen *Zerlegung* der Differenz im Weiterbildungsangebot von Großbetrieben und KMU sind schließlich in Tabelle 3 dargestellt. Zunächst zeigt sich, dass die geschätzte mittlere Wahrscheinlichkeit, dass ein Großbetrieb Weiterbildungsmaßnahmen anbietet, größer ist als die entsprechende Wahrscheinlichkeit, dass ein kleiner bzw. mittlerer Betrieb weiterbildungsaktiv ist. So lässt sich auf Basis der Ergebnisse der Probit-Schätzungen für die Großbetriebe eine mittlere Wahrscheinlichkeit des Weiterbildungsangebots von 0,962 berechnen; für die KMU liegt diese

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

bei 0,579. Die geschätzte Differenz des Weiterbildungsangebots von Großbetrieben und KMU (GAP) beträgt somit 0,383.

*Tabelle 3*

**Zerlegung der Differenz des Weiterbildungsangebots von Großbetrieben und KMU und Erklärungsbeitrag der einzelnen Variablen**

| | **Erklärungsbeitrag der einzelnen Variablen** |
|---|---|
| **Personalstruktur:** | |
| Anteil der qualifizierten Mitarbeiter | 0,004 |
| Anteil der gewerblichen Mitarbeiter | 0,003 |
| Anteil der Teilzeitbeschäftigten | 0,001 |
| Anteil der befristet Beschäftigten | –0,0003 |
| **Technische Ausstattung:** | |
| Investitionen in IKT | 0,003 |
| Investitionen in Produktionstechnik | 0,007 |
| Technischer Stand | 0,001 |
| **Personalfluktuation:** | |
| Abwanderung von Fachkräften | 0,001 |
| Hohe Fluktuation | –0,007 |
| **Arbeitsbeziehungen:** | |
| Tarifbindung | –0,007 |
| Betriebsrat | 0,058 |
| **Arbeitszeitkonten** | 0,018 |
| **Verbundbetrieb** | 0,020 |
| **Branchendummies** | 0,007 |
| ***Erklärter Anteil (EXP)*** | 0,108 |
| ***Unerklärter Anteil (UNEXP)*** | 0,275 |
| ***Differenz insgesamt (GAP)*** | 0,383 |

*Quelle: IAB-Betriebspanel 1999;* eigene Berechnungen.

Zur Operationalisierung der unabhängigen Variablen vgl. Tabelle 1.

Zerlegt man diese Differenz auf die oben beschriebene Art und Weise, so zeigt sich, dass sich 0,108 oder 28 % durch die unterschiedlichen Ausstattungsmerkmale von KMU und Großbetrieben erklären lassen. 0,275 oder 72 % der Differenz kommen dagegen durch die unterschiedliche „Bewertung" dieser Ausstattungsmerkmale zustande und stellen den unerklärten Anteil der Differenz dar. Betrachtet man den Beitrag, den einzelne exogene Variablen zur Erklärung der geschätzten Differenz leisten, so zeigt sich, dass insbesondere die Existenz eines Betriebsrats eine

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wesentliche Rolle spielt: 15 % der gesamten Differenz bzw. knapp 54 % des erklärten Anteils an der Differenz können durch Unterschiede in diesem Merkmal erklärt werden. An zweiter Stelle steht das Merkmal „Zugehörigkeit zu einem Unternehmensverbund", das zu gut 5 % zur gesamten Differenz und zu 19 % zum erklärten Anteil beiträgt; es folgt die Existenz von Arbeitszeitkonten, die knapp 5 % der gesamten Differenz und 17 % des erklärten Anteils ausmacht.

## IV. Fazit

Aus verschiedenen Erhebungen ist bekannt, dass KMU weniger weiterbildungsaktiv sind als Großbetriebe, doch weiß man bislang vergleichsweise wenig über die Faktoren, die für das geringe Weiterbildungsengagement der kleinen und mittleren Betriebe verantwortlich sind. Um diesem Manko zu begegnen, wurden in dem vorliegenden Beitrag empirische Analysen auf Basis des IAB-Betriebspanels präsentiert, in denen die Unterschiede im Weiterbildungsangebot von KMU und Großbetrieben sowie deren Determinanten untersucht wurden. Besonderes Augenmerk lag dabei auf der Frage, inwieweit sich die Differenzen im Weiterbildungsverhalten auf unterschiedliche Ausstattungsmerkmale der Betriebe zurückführen lassen. Dazu wurden getrennte Probit-Schätzungen für KMU und Großbetriebe durchgeführt und die sich daraus ergebenden Differenzen mit Hilfe des Ansatzes von *Even/Macpherson* (1990, 1993) in einen durch die Ausstattung der Betriebe erklärten und einen unerklärten Anteil zerlegt.

In der entsprechenden Analyse hat sich gezeigt, dass sich das unterschiedliche Weiterbildungsengagement von Betrieben verschiedener Größenklassen zu knapp 30 % durch Unterschiede in den Ausstattungsmerkmalen von KMU und Großbetrieben erklären lässt. Von den verschiedenen Variablen, die wir zur Erklärung des betrieblichen Weiterbildungsangebots herangezogen haben, haben dabei vor allem die Existenz eines Betriebsrates, aber auch die Zugehörigkeit zu einem Unternehmensverbund sowie die Nutzung von Arbeitszeitkonten einen wesentlichen Beitrag zur Erklärung der unterschiedlichen Weiterbildungsaktivitäten von Großbetrieben und KMU geleistet.

Angesichts der Tatsache, dass das Weiterbildungsengagement der deutschen Betriebe im internationalen Vergleich unterdurchschnittlich ist und innerhalb Deutschlands KMU besonders wenig in die Weiterbildung ihrer Mitarbeiter investieren, stellt sich die Frage, wie die Weiterbildungsaktivitäten speziell im klein- und mittelbetrieblichen Segment erhöht werden können. Zieht man zur Beantwortung dieser Frage die Ergebnisse unserer Analyse heran, so ist festzustellen, dass die Faktoren, die wir als bedeutsam für das unterschiedliche Weiterbildungsengagement von KMU und Großbetrieben identifiziert haben, der politischen Gestaltung nur schwer zugänglich sind. Daraus folgt, dass Ansatzpunkte für eine gezielte Erhöhung der Weiterbildungsbeteiligung im klein- und mittelbetrieblichen Segment eher allgemeiner Natur sein müssen. Im Folgenden sollen einige solcher

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

möglichen Ansätze knapp angerissen werden, wobei insbesondere „good practice"-Beispiele aus verschiedenen europäischen Ländern skizziert werden sollen (zu einem Überblick über nationale und supranationale Initiativen zur Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen in KMU vgl. *Europäische Kommission* 2003):

- Eine Ursache für die geringen Weiterbildungsaktivitäten von KMU wird darin gesehen, dass systematische Personal- bzw. Qualifikationsbedarfsanalysen in diesen Betrieben oftmals fehlen und die Relevanz von Mitarbeiterqualifikationen falsch eingeschätzt wird (*Haak* 2003, *Grünewald/Moraal/Schönfeld* 2003). Um dem abzuhelfen, werden in einigen europäischen Ländern Beratungsmaßnahmen durch finanzielle Unterstützung bei den damit verbundenen Kosten bzw. durch die Bereitstellung von Expertenberatung gefördert (so z. B. in Belgien durch die sog. „Beratungsgutscheine").
- Darüber hinaus existieren in einzelnen Staaten Initiativen zur Förderung von Aus- und Weiterbildungsaktivitäten in KMU, die von externen Trägern bereitgestellt werden. Die Art der Unterstützung beinhaltet dabei zum Teil finanzielle oder steuerliche Anreize (z. B. Luxemburg), zum Teil aber auch eine Kombination von finanzieller Unterstützung und der Bereitstellung von Beratungsleistungen zur besseren Definition des Weiterbildungsbedarfs (z. B. das „Small Firm Development Account"-Programm im Vereinigten Königreich).
- Schließlich sind in einigen Ländern Maßnahmen zu finden, die die Netzwerkbildung von Unternehmen zum Zwecke des Wissensaustauschs fördern. Die *Europäische Kommission* (2003) nennt beispielhaft das PLATO-Projekt, in dem große Unternehmen Paten für KMU werden und in diesem Zusammenhang beispielsweise Beratungsleistungen zur Verfügung stellen.

## Literatur

*Alewell,* D. (1997): Die Finanzierung betrieblicher Weiterbildungsinvestitionen. Ökonomische und juristische Aspekte, Wiesbaden.

*Bahnmüller,* R. (2002): Tarifpolitik und Weiterbildung – neue Entwicklungen und alte Fragen. In: WSI-Mitteilungen, 1/2002, S. 38–44.

*Becker,* G. S. (1970): Investitionen in Humankapital – Eine theoretische Analyse. In: K. Hüfner (Hrsg.), Bildungsinvestition und Wirtschaftswachstum, Stuttgart, S. 131–196.

*Bellmann,* L. (2003): Datenlage und Interpretation der Weiterbildung in Deutschland. Band 2 der Schriftenreihe der Expertenkommission Finanzierung Lebenslangen Lernens, Bielefeld.

*Bellmann,* L. (2002): Das IAB-Betriebspanel. Konzeption und Anwendungsbereiche. In: Allgemeines Statistisches Archiv, 86(2), S. 177–188.

*Bellmann,* L. / *Düll,* H. / *Leber,* U. (2001): Zur Entwicklung der betrieblichen Weiterbildungsaktivitäten. Eine empirische Untersuchung auf der Basis des IAB-Betriebspanels. In: A. Reinberg (Hrsg.), Arbeitsmarktrelevante Aspekte der Bildungspolitik. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 245, Nürnberg, S. 97–123.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Bellmann,* L. / *Leber,* U. (2003): Individuelles und betriebliches Engagement in der beruflichen Weiterbildung. Empirische Ergebnisse aus verschiedenen Befragungen. In: Berufsbildung in Wissenschaft und Praxis, 32(3), S. 14 – 18.

*Bellmann,* L. / *Leber,* U. (2001): Verbreitung der betrieblichen Altersversorgung. In: Arbeit und Beruf, 52(8), S. 232 – 234.

*Blinder,* A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. In: Journal of Human Resources, 8, S. 436 – 455.

*Brussig,* M. / *Leber,* U. (2004): Betriebliche Determinanten formeller und informeller Weiterbildung im Vergleich, Manuskript.

*Düll,* H. / *Bellmann,* L. (1998): Betriebliche Weiterbildungsaktivitäten in West- und Ostdeutschland. Eine theoretische und empirische Analyse mit den Daten des IAB-Betriebspanels 1997. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 31(2), S. 205 – 225.

*Ellguth,* P. (2003): Quantitative Reichweite der betrieblichen Mitbestimmung. In: WSI-Mitteilungen, 3 / 2003, 1 S. 94 – 198.

*Europäische Kommission* (2003): Entwicklung von Kompetenzen und Qualifikationen in KMU. Beobachtungsnetz der europäischen KMU, Nr. 1 / 2003, Luxemburg.

*Even,* W. E. / *Macpherson,* D. A. (1993): The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap. In: Journal of Human Resources, 28(2), S. 279 – 296.

*Even,* W. E. / *Macpherson,* D. A. (1990): Plant Size and the Decline of Unionism. In: Economics Letters 32, S. 393 – 398.

*Gerlach,* K. / *Jirjahn,* U. (2001): Employer Provided Further Training: Evidence from German Establishment Data. In: Schmollers Jahrbuch, 121(2), S. 139 – 164.

*Grünewald,* U. / *Moraal,* D. / *Schönfeld,* G. (2003): Betriebliche Weiterbildung in Deutschland und Europa, Bonn.

*Haak,* C. (2003): Weiterbildung in kleinen und mittleren Betrieben. Ein deutsch-dänischer Vergleich. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 36(2), S. 166 – 188.

*Janßen,* P. (2003): Investive Arbeitszeitpolitik – mehr Weiterbildung durch Arbeitszeitflexibilisierung. In: iw-trends, Heft 2, S. 1 – 19.

*Kohaut,* S. / *Schnabel,* C. (2003a): Tarifverträge – nein danke!? In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 223(3), S. 312 – 331.

*Kohaut,* S. / *Schnabel,* C. (2003b): Zur Erosion des Flächentarifvertrags: Ausmaß, Einflussfaktoren und Gegenmaßnahmen. In: Industrielle Beziehungen, 10(2), S. 193 – 219.

*Kuwan,* H. / *Gnahs,* D. / *Seidel,* S. (2000): Berichtssystem Weiterbildung VII. Integrierter Gesamtbericht zur Weiterbildungssituation in Deutschland, Bonn.

*Leber,* U. (2002): Betriebliche Weiterbildung. Die Großen tun viel, die Kleinen nur wenig. In: IAB-Materialien, Heft 2, S. 14 – 15.

*Leber,* U. (2000): Finanzierung der betrieblichen Weiterbildung und die Absicherung ihrer Erträge. Eine theoretische und empirische Analyse mit den Daten des IAB-Betriebspanels 1999. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 33(2), S. 229 – 241.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Ludewig,* O. (2001): Betriebliche Bestimmungsgründe von Arbeitszeitkonten. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 34(3), S. 302 – 313.

*Oaxaca,* R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. In: International Economic Review, 14(3), S. 693 – 709.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung

## Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP

Von *Hendrik Jürges,* Mannheim und *Kerstin Schneider,* Wuppertal

## I. Einleitung

In der Arbeitswelt des 21. Jahrhunderts kommt der beruflichen Fortbildung im Laufe eines Arbeitslebens eine steigende Bedeutung zu. Nur noch wenige Arbeitnehmer werden kontinuierliche Erwerbsverläufe in einmal erlernten Berufen haben. Gelegentliche oder regelmäßige Weiterbildung auch nach Abschluss einer Berufsausbildung könnte in Zukunft zur Regel werden. Die durchschnittliche Lebensarbeitszeit in Deutschland wird aufgrund der demographischen Zwänge in den kommenden Jahrzehnten um einige Jahre ansteigen. Deshalb wird berufliche Weiterbildung insbesondere auch für ältere Arbeitnehmer zunehmend an Bedeutung gewinnen.

In diesem Beitrag gehen wir der Frage nach, ob die Gleichung „Berufliche Fortbildung = höhere Produktivität = höherer Lohn" für Arbeitnehmer in Deutschland gilt. Konkret werden wir untersuchen, welche individuellen Lohneffekte die Teilnahme an einer beruflichen Weiterbildungsmaßnahme hat. Außerdem überprüfen wir, ob die Effekte für verschiedene Gruppen, wie beispielsweise hoch- und geringqualifizierte Arbeitnehmer, gleich sind. Theoretische Grundlage unserer Untersuchung ist die Humankapitaltheorie (*Becker,* 1962), nach der berufliche Weiterbildung als Investition in das Humankapital verstanden werden kann, die die erwartete Produktivität eines Arbeitnehmers erhöht. Ob sich eine erhöhte Produktivität auch in höheren Löhnen niederschlägt, kommt auf die Aufteilung des Produktivitätszuwachses zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer an: je firmenspezifischer die Fortbildung desto größer die Möglichkeit des Arbeitgebers, sich den Produktivitätszuwachs anzueignen.[1]

Messungen der Lohneffekte von Fortbildungsmaßnahmen sind generell methodisch anspruchsvoll, da die Teilnahme an einer Fortbildungsmaßnahme nicht zufällig erfolgt. Vielmehr werden sich insbesondere diejenigen Arbeitnehmer, die sich von einer Maßnahme einen besonders großen Erfolg versprechen, für die Teilnahme entscheiden. Auch Arbeitgeber werden sich nur bereit finden, die Fortbil-

[1] Gute Überblicke über die (theoretische) Literatur finden sich bei *Acemoglu* und *Pischke* (1999) oder *Büchel* und *Pannenberg* (2004).



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dung eines Mitarbeiters zu finanzieren, falls ein guter Jobmatch vorliegt, der Arbeitgeber also einen längeren Verbleib des Mitarbeiters in seinem Unternehmen erwarten kann. Ein positiver Lohneffekt beruflicher Fortbildung kann daher nicht ohne zusätzliche Annahmen auf Nicht-Teilnehmer verallgemeinert werden (effect of treatment on the treated). Ein einfacher Vergleich der Löhne oder des Lohnwachstums von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern ist nicht als Basis für Politikempfehlungen geeignet.

Lohn- oder Beschäftigungseffekte beruflicher Fortbildung (oder von Arbeitsmarktmaßnahmen im allgemeinen) können nur dann korrekt gemessen werden, wenn es gelingt, Teilnehmer mit einer *vergleichbaren* Gruppe von Nicht-Teilnehmern zu vergleichen. In einer kürzlich vorgelegten Untersuchung für die Niederlande verwenden *Leuven/Oosterbeeck* (2002) nur solche Arbeitnehmer als Kontrollgruppe, die geplant haben, an einer Fortbildungsmaßnahme teilzunehmen, dieses Vorhaben aber aufgrund eines „zufälligen Ereignisses" nicht verwirklicht haben. Personen, die in den vergangenen zwölf Monaten an mindestens einer Fortbildung teilgenommen hatten, wiesen einen Lohn auf, der 11 Prozent höher war als der aller Nicht-Teilnehmer, aber nur 1 Prozent höher als der Lohn derjenigen Nicht-Teilnehmer, die nach eigenen Angaben eine Teilnahme geplant aber aus „zufälligen" Gründen nicht durchgeführt hatten. Derartige Ergebnisse lassen zumindest am starken Einfluss beruflicher Weiterbildungen auf individuelle Einkommensverläufe zweifeln.

Natürlich ist unsere Studie nicht die erste, die Fragen der Weiterbildung für Deutschland mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels empirisch untersucht. Im Gegensatz zur bisherigen Literatur verwenden wir aber zur Schätzung der Einkommensverläufe und ihrer Abhängigkeit von Weiterbildung recht lange Zeitreihen, im Einzelfall bis zu 17 Jahre.[2] *Pannenberg* (1995) stützt sich auf einen Zeitraum von sechs Jahren (1986 – 1991). *Pischke* (2000) nutzt nur vier Jahre (1986 – 1989). In beiden Fällen erfolgte die Beschränkung aufgrund der Tatsache, dass das SOEP 1989 eine Schwerpunkterhebung zur beruflichen Weiterbildung durchgeführt hat, die sehr detaillierte Informationen über die jeweilige Fortbildungsmaßnahme enthielt.

Pannenberg schätzt Fixed-Effects Modelle der Einkommensentwicklung und differenziert mittels Interaktionstermen stark nach verschiedenen Weiterbildungsformen und -intensitäten. Der Haupteffekt des on-the-job trainings wird dabei mittelfristig, d. h. für einen Fünfjahreszeitraum, auf 17 Prozent Einkommenszuwachs geschätzt. Interessanterweise zeigt sich dieser Effekt praktisch nur bei Mitarbeitern, die den Arbeitgeber nicht wechseln. Pannenberg interpretiert dies dahin-

[2] Erst kürzlich haben *Büchel* und *Pannenberg* (2004) eine Studie vorgelegt, die ebenfalls den vollen Längsschnitt des SOEP nutzt und diesen mit Informationen aus den (mittlerweile drei) Schwerpunkterhebungen des SOEP kombiniert. Aufgrund unterschiedlicher Operationalisierung von Weiterbildung sind die Ergebnisse nicht ohne weiteres mit unseren vergleichbar.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gehend, dass on-the-job training im wesentlichen firmenspezifisches Humankapital vermittelt. Fraglich ist indes, ob die geschätzten Effekte als kausal interpretierbar sind, da für die Selektivität der Teilnahme an beruflicher Fortbildung nicht hinreichend kontrolliert wird. Insbesondere besteht die Möglichkeit, dass Teilnehmer generell steilere Einkommensprofile aufweisen. Diese Möglichkeit berücksichtigt *Pischke* (2001) durch Schätzung eines sogenannten Fixed-Growth-Modells (eine ausführliche Darstellung verschiedener Methoden folgt im nächsten Abschnitt). Pischke schätzt Fortbildungsrenditen in Höhe von 3 Prozent (pro Fortbildungsjahr) für Männer und 6 Prozent für Frauen. Allerdings ist der Effekt in keiner seiner Schätzungen statistisch signifikant.

*Kuckulenz* und *Zwick* (2003) greifen in ihrer Studie auf die Daten der Befragung „Berufliche Qualifikation und Erwerbsarbeit" vom BIBB und IAB zurück. Zwar können sehr detaillierte Informationen zur beruflichen Qualifikation der letzten 5 Jahre vor der Befragung genutzt werden, Angaben über die Einkommen der Befragten gibt es jedoch nur zum Befragungszeitpunkt (1998/99), so dass Effekte verschiedener Fortbildungsarten auf die Einkommen, nicht aber auf die Einkommensentwicklung geschätzt werden können (d. h. einer möglichen größeren Dynamik von Teilnehmern kann nicht gut Rechnung getragen werden). Im Ergebnis finden Kuckulenz/Zwick für keine Form der Weiterbildung on-the-job signifikanten Einkommenseffekte – unabhängig davon, ob Endogenität der Teilnahme berücksichtigt wird oder nicht.

Unser Beitrag wird zunächst in Abschnitt II. die Datenbasis beschreiben und die alternativen Schätzverfahren vorstellen. In Abschnitt III. berichten wir über die Ergebnisse der Schätzungen und wir fassen die wichtigsten Ergebnisse dieser Studie in Abschnitt IV. zusammen.

## II. Daten und Methoden

Als Datenbasis dienen 18 Wellen des Sozio-ökonomischen Panels aus den Jahren 1984 bis 2000. Wir beschränken uns hier auf die Analyse der Auswirkung beruflicher Fortbildungsmaßnahmen auf den (logarithmierten) realen Bruttolohn westdeutscher Arbeitnehmer und Arbeitnehmerinnen im Alter von 25 bis 55 Jahren.

Die berufliche Fortbildung ostdeutscher Arbeitnehmer bleibt aus zwei Gründen unberücksichtigt. Zum einen gibt es bereits eine umfangreiche Literatur, die sich speziell mit der Fortbildung in Ostdeutschland auseinandersetzt. Diese diente insbesondere in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung dazu, ostdeutsche Arbeitnehmer mit den Anforderungen der westdeutschen Arbeitswelt vertraut zu machen, später auch als Mittel der aktiven Arbeitsmarktpolitik (*Lechner* 1998, 1999). Zum anderen liegen für die ostdeutschen Arbeitnehmer kürzere Zeitreihen als für Westdeutsche vor, was die Schätzung des Effektes von Fortbildungsmaßnahmen auf die Lohnentwicklung erschwert.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Informationen über die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung erhalten wir aus dem SOEP-Kalendarium, das arbeitsmarktrelevante Merkmale auf Monatsbasis enthält. Wir betrachten nur Weiterbildung „on-the-job", d. h. Fortbildungsaktivitäten, die parallel zu einem bestehenden Beschäftigungsverhältnis erfolgen. In beruflicher Fortbildung war ein Befragter nach dieser Definition dann, wenn er im selben Kalendermonat angab, erwerbstätig gewesen zu sein *und* an „betrieblicher Ausbildung / Fortbildung / Umschulung" teilgenommen zu haben. Bis einschließlich 1998 wurde in den Kalendarien des SOEP betriebliche Ausbildung und Weiterbildung nicht getrennt erfasst. Um möglichst keine Personen in Ausbildung (d. h. in einer Lehre befindlich) im Sample zu haben, wurde das Mindestalter in unserer Studie auf 25 Jahre gesetzt.

Die Summe aller Fortbildungsmonate zwischen Januar 1983 und dem März des jeweiligen Erhebungsjahres, dividiert durch 12, ergibt dann die Anzahl der „Fortbildungsjahre", die wir im folgenden als wichtigste interessierende Variable verwenden.[3] Fortbildungen vor 1983 können wir nicht beobachten. Eventuelle Lohneffekte von beruflichen Weiterbildungsmaßnamen, die vor dieser Zeit stattgefunden haben, können jedoch in mit Hilfe der unten beschriebenen Panel-Schätzmethoden berücksichtigt werden.

Natürlich ist die Variable „Fortbildungsjahre" vorsichtig zu interpretieren, da aus den Angaben der Befragten nicht ersichtlich ist, wie umfangreich die Fortbildungsmaßnahmen waren. Allerdings schließt unsere Definition von Fortbildung alle Fortbildungsmaßnahmen aus, die aus Sicht des Befragten zu unbedeutend sind, um im Berufskalendarium explizit erwähnt zu werden. Dies könnten insbesondere Maßnahmen von kurzer Dauer sein, etwa ein- oder zweitägige vom Arbeitgeber bezahlte Veranstaltungen. Da die Kalendarien Teilnahme an Fortbildung retrospektiv erfassen, kommen Erinnerungsfehler hinzu. Allerdings sind Erinnerungsfehler auch eine Quelle für Messfehler in den Schwerpunktbefragungen des SOEP, in denen Qualifikationsmaßnahmen der letzten 3 Jahre vor dem Befragungszeitpunkt erhoben werden. Bei der Befragung „Berufliche Qualifikation und Erwerbstätigkeit" werden sogar die letzten 5 Jahre berücksichtigt. Insgesamt ist jedoch zu erwarten, dass die Daten aus dem Kalendarium die Anzahl der Fortbildungsmaßnahmen eher untererfassen und im Vergleich zu den Schwerpunkterhebungen nur (aus Sicht der Befragten) relevante Maßnahmen berücksichtigen.

Anders als große Teile der Literatur zum Thema können wir den Koeffizienten der Variable Fortbildungsjahre als „Fortbildungsrendite" interpretieren und ihn damit direkt mit der herkömmlichen Bildungsrendite, also dem Koeffizienten der Schul- und Ausbildungsjahre, vergleichen. Wir erwarten von einer plausiblen Schätzung der Fortbildungsrendite, dass sie nicht wesentlich höher ist als die der Schul- und Ausbildungsjahre. Einerseits wird berufliche Fortbildung oft

[3] Im März erreicht das SOEP in aller Regel 50 % seiner Ausschöpfung. Es ist zugleich der Monat mit den meisten Interviews.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

stärker an den Erfordernissen des konkreten Arbeitsplatzes des Beschäftigten orientiert sein, andererseits erfolgt sie (gemäß unserer Variablendefinition) nicht in Vollzeit.

Ziel dieser Untersuchung ist es, den Effekt beruflicher Fortbildung auf das Einkommen zu schätzen. Die grundlegende Schätzgleichung dazu lautet

$$\ln(w_{it}) = c_i + \theta_t + X_{it}\beta + \delta_1 prog_{it} + u_{it} \tag{1}$$

wobei $\ln(w_{it})$ dem Lohn des Arbeitnehmers $i$ in Jahr $t$ entspricht. $c_i$ bezeichnet eine unbeobachtbare zeitinvariante individuelle Komponente (etwa allgemeine Fähigkeiten). $\theta_t$ stellt einen zeitspezifischen (d. h. Jahres-) Effekt dar. $X_{it}$ ist ein Vektor individueller Merkmale, wie Alter, Bildung, usw., und $u_{it}$ ist ein idiosynkratischer Störterm. Unser vorrangiges Interesse gilt der Variable $prog_{it}$, die wie oben beschrieben die *Summe* der bis zum Jahr $t$ durchlebten Fortbildungsjahre wiedergibt. $\delta_1$ kann somit als Fortbildungsrendite, d. h. die durchschnittliche prozentuale Lohnveränderung pro Fortbildungsjahr, interpretiert werden. Ob $\delta_1$ auch als kausaler Effekt der Fortbildung auf den Lohnsatz interpretiert werden kann, hängt von der Plausibilität der mit der jeweiligen Schätzmethode verbundenen identifizierenden Annahmen ab.

Die einfachste Schätzmethode besteht darin, die Daten aller Befragten über alle Wellen hinweg zu poolen und dann Gleichung (1) als einfaches lineares Regressionsmodell zu schätzen (Pooled OLS). Dies liefert allerdings nur dann einen konsistenten Schätzer für den uns interessierenden Effekt, falls $Cov(c_i, X_{it}) = Cov(c_i, prog_{it}) = 0, t = 1, \ldots, T$, d. h. falls die unbeobachtbaren individuellen Merkmale der Befragten, $c_i$, mit allen anderen erklärenden Variablen, insbesondere der Teilnahme an Fortbildungen, unkorreliert sind. Wie aus der umfangreichen Literatur über Schul- und Ausbildungsrenditen bekannt ist, kann diese Annahme im allgemeinen als unplausibel bezeichnet werden. Ein typisches zeitinvariantes Merkmal, das mit dem erwarteten Ertrag einer Teilnahme korreliert sein wird, sind etwa die allgemeinen Fähigkeiten einer Person.

Bei Fixed-Effects-Schätzungen von Gleichung (1) wird die individuelle Komponente $c_i$ durch Differenzenbildung herausgerechnet und die Fortbildungsrendite kann konsistent geschätzt werden. Eine eventuelle Korrelation der erklärenden Variablen mit der individuellen Komponente stellt kein Problem dar. Allerdings werden durch die Differenzenbildung auch alle zeitinvarianten Variable (wie etwa die Schulbildung) aus dem Modell herausgerechnet. Es geht also mehr Information verloren als erforderlich, so dass der Fixed-Effects-Schätzer auch ineffizient ist. Eine effiziente Alternative zum Fixed-Effects-Schätzer ist ein IV-Schätzer von *Hausman* und *Taylor* (1981), der es gestattet, auch bei endogenen unbeobachtbaren individuellen Komponenten die Effekte von zeitinvarianten Variablen zu schätzen. Für zeitveränderliche endogene Variable, wie der Teilnahme an Weiterbildung, ändert sich gegenüber dem einfachen Fixed-Effects-Schätzer nichts grundsätzliches, er wird lediglich präziser geschätzt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Allerdings erhalten wir auch mit Hausmann-Taylor nur dann einen konsistenten Schätzer für $\delta_1$, wenn folgende (strenge) Exogenitätsannahme gilt: $Cov(prog_{it}, u_{it}) = 0; s, t = 1, \ldots, T$. Inhaltlich bedeutet dies, dass idiosynkratische Lohnschocks in Periode t nicht mit der Teilnahme an einer Fortbildungsmaßnahme in Periode s korreliert sein dürfen. Insbesondere darf also ein (negativer) Lohnschock in einer Periode nicht zu einer Teilnahme in einer Folgeperiode führen.

Die Lohneffekte einer beruflicher Fortbildung werden auch dann überschätzt, wenn „dynamische" Personen, die per se über ein höheres Lohnwachstum verfügen, eine größere Neigung aufweisen, an Fortbildungen teilzunehmen. Dieses Endogenitätsproblem kann durch eine Fixed-Growth-Schätzung, bei der eine individuelle Lohnwachstumsrate berechnet und bei der Schätzung des Fortbildungseffekts berücksichtigt wird, gelöst werden.[4] Der Fortbildungseffekt kann hier als Sprungstelle im Lohnprofil eines Arbeitnehmers interpretiert werden. Die resultierende Lohngleichung ist

$$\ln(w_{it}) = c_i + g_i t + X_{it}\beta + \delta_1 prog_{it} + u_{it} \,. \tag{2}$$

Da die Schätzung von (2) mindestens drei Beobachtungen pro Befragten erfordert, sind lange Reihen von Beobachtungsjahren, wie sie mit dem SOEP vorliegen, für eine sinnvolle Schätzung unabdingbar. Zwar können mit dem Fixed-Growth-Schätzer wie schon beim Fixed-Effects-Schätzer keine Koeffizienten für zeitinvariante Variablen geschätzt werden, da wir aber hauptsächlich an der konsistenten Schätzung der Effekte von Weiterbildung interessiert sind, ist der Fixed-Growth-Schätzer am überzeugendsten.

Prinzipiell könnte eine Kausalanalyse des Effekts beruflicher Fortbildung auch im Rahmen eines Instrumentalvariablenansatzes geleistet werden (*Kuckulenz* und *Zwick,* 2003). Der Erfolg eines solchen Ansatzes hängt von der Verfügbarkeit überzeugender Instrumente im Datensatz ab. Diese Instrumente müssten die individuelle Wahrscheinlichkeit einer Fortbildung, nicht aber direkt den individuellen Lohn bzw. die Lohnentwicklung beeinflussen. Denkbar wären hier die regionale oder branchenspezifische Verfügbarkeit von Fortbildungsmöglichkeiten. Dieser Ansatz wird hier jedoch nicht weiter verfolgt.

Als Alternative zu den oben diskutierten herkömmlichen Schätzverfahren verfolgen wir auch einen Matching-Ansatz. Die Grundidee des Matchings ist einfach: Für jeden Befragten, der an einer Fortbildung teilgenommen hat, suchen wir einen Nicht-Teilnehmer, der ihm in vielerlei Hinsicht besonders ähnlich oder der gar identisch ist. Wir erhalten so einen Datensatz, der aus einer „Versuchsgruppe" und einer „Kontrollgruppe" besteht. Gegeben die individuellen Merkmale, nach denen

[4] Das Fixed Growth Modell kann auf 2 Arten geschätzt werden. Eine Schätzmethode besteht darin die ersten Differenzen in (2) zu bilden und dann die Gleichung mit Fixed Effects zu schätzen (*Pischke,* 2001). Alternativ können die Daten wie in *Wooldridge* (2002), S. 317 ff. beschrieben transformiert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

das „Matching“ erfolgt, nehmen wir dann an, dass die Wahl, an der Fortbildung teilzunehmen, als zufällig betrachtet werden kann. Dies ist die identifizierende Annahme beim Matching. Entsprechend sorgfältig muss beim Matching vorgegangen werden.[5]

In Abschnitt III. schätzen wir, für Frauen und Männer getrennt, Lohneffekte der Fortbildung mit Hilfe des sogenannten Propensity Score Matchings. Dazu wird in einer ersten Stufe ein Modell für die Wahrscheinlichkeit an Fortbildung teilzunehmen geschätzt. Eine kausale Interpretation dieser Schätzgleichung ist nicht erforderlich. Sie dient lediglich dazu, den $k$-dimensionalen Merkmalsraum auf einen eindimensionalen Index zu reduzieren. Personen, die auf diesem Index (dem Propensity Score) nahe beieinander liegen, werden als ähnlich im oben angeführten Sinne bezeichnet.

Unser Matching-Verfahren sucht für jeden Befragten, der für mindestens einen Monat an einer beruflichen Fortbildung teilgenommen hat den „nächsten“ oder „ähnlichsten“ Nicht-Teilnehmer *im selben Jahr.* Ein befragter Teilnehmer kann also nur dann in die Kontrollgruppe der Nichtteilnehmer gelangen, wenn er in einem Jahr, in dem er nicht an Fortbildungen teilgenommen hat, einem anderen Teilnehmer ähnlich gewesen ist. Sind Teilnehmer und Kontrollgruppen definiert, können Unterschiede im Einkommen bzw. der Einkommensentwicklung zwischen beiden Gruppen geschätzt werden. Diese können dann als Kausaleffekte interpretiert werden.

Abschließend lässt sich festhalten, dass unser Datensatz zwei Schätzverfahren erlaubt, mit denen der kausale Effekt von beruflicher Fortbildung auf das Einkommen geschätzt werden kann. Der erste Alternative ist der Fixed-Growth-Schätzer, der die Panelstruktur des SOEP ausnutzt und von den langen individuellen Zeitreihen in unserem Datensatz profitiert. Zweitens verspricht auch das Matchingverfahren die konsistente Schätzung des Kausaleffekts.

## III. Ergebnisse

### 1. Die Teilnahme an beruflicher Fortbildung

Bevor wir den Einfluss beruflicher Fortbildung auf das Einkommen schätzen, wenden wir uns der Frage zu, welche Gruppen an Fortbildungsmaßnahmen teilnehmen und beschreiben dann im Abschnitt III.2., wie die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung mit dem Einkommen der Arbeitnehmer korreliert ist. Insgesamt betrachtet ist der Anteil der Arbeitnehmer im SOEP, der innerhalb eines

[5] Matching hat sich mittlerweile zu einem Standardverfahren der emprischen Arbeitsmarktforschung entwickelt. Insbesondere die aktive Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland ist mit Hilfe von Matching-Verfahren einer kritischen Evaluation unterzogen worden, mit meist unerfreulichem Ausgang für die Arbeitsmarktpolitik (vgl. z. B. *Lechner* (1998), *Fitzenberger* und *Prey* (1998)).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Jahres überhaupt – entsprechend unserer engen Definition – an beruflicher Fortbildung teilnimmt, sehr gering. Abbildung 1 zeigt, dass dieser Anteil im Zeitablauf generell im Bereich von 1 bis 2 Prozent der Stichprobe liegt. Der Anteil der Frauen liegt dabei generell unter dem Anteil der Männern in Fortbildungsmaßnahmen. Erwähnenswert ist auch der Anstieg bei den Fortbildungsmaßnahmen über den Erhebungszeitraum des SOEP. Dennoch erscheint der Anteil der Teilnehmer an Fortbildungsmaßnahmen insbesondere im Vergleich zu den früheren Arbeiten von *Pannenberg* (1995) oder *Pischke* (2001) als gering. Die Erklärung für diese Diskrepanz liegt in den unterschiedlichen Datenquellen. Die genannten Studien stützen sich auf die Befragungsschwerpunkte „berufliche Weiterbildung" des SOEP. Dort werden die Befragten detailliert nach Weiterbildungsaktivitäten in den letzten drei Jahren befragt. Dabei wird explizit auch die Teilnahme an Kursen und Lehrgängen abgefragt, die nur eine Woche oder gar nur einen Tag gedauert haben. Wir nutzen hingegen – wie bereits beschrieben – Angaben aus dem SOEP-Erwerbskalendarium. Dort geben die Befragten für das vorangegangene Jahr auf Monatsbasis Erwerbszustände an. Es muss davon ausgegangen werden, dass kurze Teilnahmen von einem Tag oder einer Woche im Kalendarium nicht berichtet werden, wir es also mit einer Untererfassung zu tun haben. Obgleich dies einen gewissen Nachteil darstellt, ermöglicht uns nur die Verwendung des Kalendariums, lange Zeitreihen für die Befragten zu betrachten und damit sehr viel umfassendere Informationen über individuelle Erwerbsbiographien für die Analyse auszunutzen.

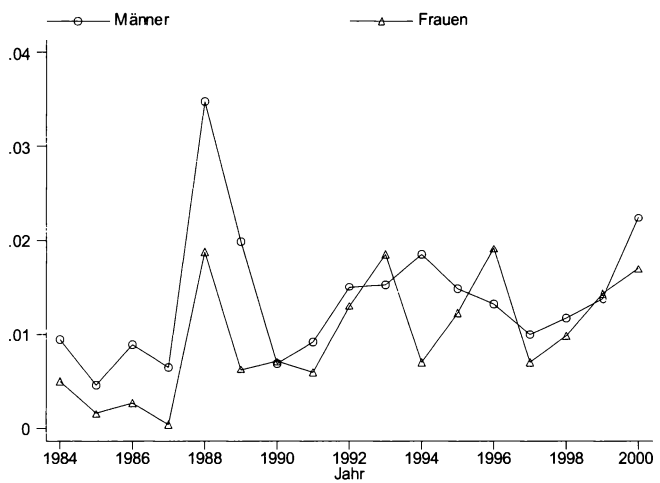


Abbildung 1: Anteil Berufstätiger, die innerhalb eines Jahres an einer beruflichen Fortbildung teilnehmen

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse von Logit-Schätzungen für die Wahrscheinlichkeit, innerhalb eines Jahres an einer Fortbildung teilzunehmen. Zur besseren Veranschaulichung der Zusammenhänge zwischen den einzelnen erklärenden Varia-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

blen und einer Teilnahme finden sich in Tabelle 1 statt der Logit-Koeffizienten die odds ratios. Diese geben an, wie sich das Verhältnis der Teilnahme- zur Nichtteilnahmewahrscheinlichkeit verändert, wenn sich die erklärende Variable um eine Einheit verändert. Da die Wahrscheinlichkeit nicht teilzunehmen immer nahe eins ist, lassen sich die odds ratios approximativ als relative Veränderung der Teilnahmewahrscheinlichkeit interpretieren.

In den drei Spalten der Tabelle 1 finden sich ein gepooltes Logit-Modell für alle Arbeitnehmer, sowie gepoolte Logit-Modelle für Männer und Frauen getrennt. Bei der Berechnung der Standardfehler bzw. *t*-Werte wurde die Abhängigkeit der Beobachtungen auf Ebene des einzelnen Befragten berücksichtigt.

Als erstes Ergebnis läßt sich festhalten, dass Männer häufiger an Fortbildungen teilnehmen als Frauen (der Koeffizient von 1.655 besagt, dass die Wahrscheinlichkeit etwa um fast das 1.7-fache höher liegt). Dies vermag nicht zu überraschen, kann hierfür doch gleich eine ganze Sammlung potentieller Erklärungen gefunden werden. So haben Frauen häufig diskontinuierliche Erwerbsverläufe, die eine Fortbildung weniger attraktiv erscheinen lassen. Arbeitgeber könnten Frauen nicht nur bei der Bezahlung oder Beförderung benachteiligen sondern auch bei den Teilnahmemöglichkeiten an Fortbildung, usw.

Der Anteil der Teilnehmer an Fortbildungen sinkt deutlich und stetig mit dem Alter. Der Koeffizient von 0.918 entspricht einem Rückgang der Wahrscheinlichkeit um etwa 8 Prozent mit jedem Lebensjahr. Alle zehn Jahre sinkt die Wahrscheinlichkeit um $1-0.918^{10} = 57$ Prozent. Aus humankapitaltheoretischer Perspektive ist dies nicht überraschend, sind doch die erwarteten Erträge der Fortbildung umso höher, je länger ein Teilnehmer noch erwerbstätig sein wird.

Der Familienstand zeigt nur bei Frauen einen signifikanten Einfluss. Verheiratete Frauen weisen die 0.65-fache Teilnahmewahrscheinlichkeit von unverheirateten Frauen auf, vermutlich wegen einer generell geringeren Bindung an den Arbeitsmarkt. Ähnliches gilt, wenn Frauen teilzeitbeschäftigt sind. Ausländer bilden sich seltener beruflich weiter als Deutsche, doch der Unterschied ist meist statistisch nicht signifikant.

Die Schul- und Berufsausbildung ist mit der Teilnahme an beruflicher Fortbildung korreliert. Allerdings ist die Korrelation häufig nicht signifikant. Hauptschulabsolventen nehmen 1.7 mal häufiger an Fortbildungsmaßnahmen teil als Personen ohne Schulabschluss (die Referenzgruppe). Realschulabsolventen nehmen 2.9 mal und (Fach-) Abiturienten 3 mal häufiger teil. Hinzu kommt dann noch multiplikativ die Berufsausbildung. Die größte Wahrscheinlichkeit findet sich bei Abiturienten mit abgeschlossener Lehre, die etwa 9 mal häufiger an beruflicher Weiterbildung teilnehmen als Personen ohne Schul- und Berufsabschluss.

Neben dem Ausbildungsstand kommt auch der beruflichen Stellung eine gewisse Bedeutung zu. Die niedrigste Wahrscheinlichkeit, an beruflicher Fortbildung teilzunehmen, findet sich bei Arbeitern in der Privatwirtschaft, gefolgt von deren

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 1*

**Logit-Analyse der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung (odds ratios)**

| | Alle Gepoolt | Männer Gepoolt | Frauen Gepoolt |
|---|---|---|---|
| Geschlecht (1 = männlich) | 1.655 | | |
| | (2.79)** | | |
| Alter | 0.918 | 0.906 | 0.939 |
| | (9.26)** | (8.60)** | (4.63)** |
| Verheiratet | 0.847 | 1.206 | 0.648 |
| | (1.16) | (0.89) | (1.99)* |
| Volks- / Hauptschulabschluss | 1.731 | 1.567 | 1.895 |
| | (1.25) | (0.85) | (0.77) |
| Realschulabschluss | 2.911 | 2.745 | 3.229 |
| | (2.27)* | (1.76) | (1.38) |
| (Fach-)Abitur | 3.070 | 2.387 | 4.141 |
| | (2.10)* | (1.26) | (1.60) |
| Abgeschlossene Lehre | 2.901 | 2.701 | 2.741 |
| | (3.18)** | (2.49)* | (1.64) |
| Uni / FH-Abschluss | 1.803 | 1.679 | 1.704 |
| | (1.38) | (0.95) | (0.77) |
| Immigrant | 0.654 | 0.615 | 0.740 |
| | (1.67) | (1.31) | (0.93) |
| Teilzeit | 0.704 | 1.343 | 0.681 |
| | (1.69) | (0.76) | (1.50) |
| Arbeiter(in) öffentlicher Dienst | 0.613 | 0.621 | 0.690 |
| | (1.26) | (1.07) | (0.46) |
| Arbeiter(in) Privatwirtschaft | 0.349 | 0.403 | 0.164 |
| | (3.56)** | (2.78)** | (2.41)* |
| Angestellte(r) öffentlicher Dienst | 1.148 | 1.548 | 0.636 |
| | (0.57) | (1.59) | (0.90) |
| Angestellte(r) Privatwirtschaft | 0.916 | 1.073 | 0.647 |
| | (0.40) | (0.29) | (0.88) |
| # Beschäftigte 20 – 199 | 1.276 | 0.957 | 1.960 |
| | (1.07) | (0.15) | (1.94) |
| # Beschäftigte 200 – 1999 | 1.699 | 1.492 | 2.149 |
| | (2.40)* | (1.44) | (2.13)* |
| # Beschäftigte 2000+ | 1.578 | 1.455 | 1.562 |
| | (2.01)* | (1.33) | (1.16) |
| Log. Reallohn | 1.155 | 1.121 | 1.209 |
| | (0.86) | (0.54) | (0.69) |
| Tätigkeit im erlernten Beruf | 1.032 | 1.089 | 0.957 |
| | (0.22) | (0.46) | (0.18) |
| Zeittrend | 1.056 | 1.039 | 1.096 |
| | (3.95)** | (2.38)* | (3.32)** |
| Dummy für 1988 | 3.975 | 3.743 | 4.585 |
| | (9.23)** | (7.64)** | (5.01)** |
| # Kinder unter 16 | | 0.896 | 0.761 |
| | | (1.18) | (1.37) |
| Beobachtungen | 42545 | 26168 | 16377 |
| Pseudo-$R^2$ | 0.14 | 0.14 | 0.15 |

Robuste $t$-Werte in Klammern; * $p < 5\,\%$; ** $p < 1\,\%$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Kollegen im öffentlichen Dienst. Bei den Männern sind Angestellte im öffentlichen Dienst am häufigsten in beruflicher Fortbildung, bei den Frauen ist es die Referenzgruppe der Beamtinnen.

Entsprechend früheren Befunden der Literatur nehmen insbesondere Mitarbeiter in größeren Firmen an Fortbildungen teil. Keinen signifikanten Zusammenhang finden wir hingegen beim Lohnsatz. Auch scheint es nicht darauf anzukommen, ob ein Arbeitnehmer im erlernten Beruf tätig ist.

Als Zwischenergebnis läßt sich festhalten, dass die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung selektiv ist. Relativ häufig nehmen junge, gut ausgebildete, männliche Angestellte teil, relativ selten ältere, schlecht ausgebildete Arbeiterinnen in der Privatwirtschaft.

## 2. Regressionsansätze zur Schätzung des Zusammenhangs zwischen beruflicher Fortbildung und Löhnen

Tabellen 2 und 3 zeigen die Ergebnisse aus verschiedenen Schätzungen der Weiterbildungsrendite, sowohl nach Schätzmethoden als auch nach Subgruppen getrennt. Alle Schätzungen enthalten Jahres-Dummies und eine Konstante. Die geschätzten Koeffizienten für die Jahres-Dummies sind jedoch nicht in den Tabellen aufgeführt. Für unsere Fragestellung ist der zentrale Parameter der Zusammenhang zwischen beruflicher Fortbildung und dem Einkommen. In der ersten und vierten Spalte der Tabelle 2 finden sich die Ergebnisse der OLS-Schätzungen für Männer bzw. Frauen. Diese Schätzungen haben, wie bereits ausgeführt, lediglich deskriptiven Charakter, da sie die Selektionsproblematik nicht angemessen berücksichtigen können. Sie sollen aber die bestehenden Zusammenhänge zwischen Einkommen und beruflicher Weiterbildung beschreiben. Als Maß für den Effekt der beruflichen Weiterbildung auf den Lohn kann er nicht dienen. Wie sich zeigt, beträgt die Fortbildungsrendite bei den Männern 3,4 Prozent und ist nur marginal signifikant. Sie liegt damit deutlich unter der Schulbildungsrendite, die 5,8 Prozent pro Jahr beträgt. Für die Frauen erhalten wir positive signifikante Schätzwerte für die Fortbildungsrendite in Höhe von fast 11 Prozent. Nun erscheint eine Fortbildungsrendite von benahe 11 Prozent als sehr hoch, insbesondere im Vergleich zur Schulbildungsrendite, die in der gepoolten OLS-Schätzung mit 5,9 Prozent deutlich niedriger liegt. Wir wollen nun noch kurz auf die Koeffizienten der verwendeten Kontrollvariablen eingehen. Die meisten dieser Variablen haben in allen Spezifikationen die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen:

- Die Lohnprofile verlaufen mit der Betriebszugehörigkeit erst steigend, später leicht fallend.
- Männer, die im öffentlichen Dienst beschäftigt sind, verdienen weniger als ihre Kollegen in der Privatwirtschaft, Frauen dagegen mehr (vgl. *Jürges* 2002).
- Löhne variieren positiv mit der Unternehmensgröße.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

- Anders als verheiratete Frauen verdienen verheiratete Männer mehr.
- Männer mit Kindern verdienen mehr als Männer ohne Kinder, Frauen mit Kindern hingegen weniger.

*Tabelle 2*

**Lohnregressionen**

| | Männer | | | Frauen | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | (1) OLS | (2) HT | (3) FG | (4) OLS | (5) HT | (6) FG |
| Beschäftigungsdauer | 0.0103 (7.63)** | 0.0107 (11.33)** | 0.0119 (7.89)** | 0.0155 (7.53)** | 0.0120 (7.53)** | 0.0124 (5.14)** |
| Beschäftigungs-dauer$^2$ | –0.0002 (3.76)** | –0.0003 (–8.20)** | –0.0004 (–6.04)** | –0.0003 (3.74)** | –0.0003 (–4.29)** | –0.0003 (–2.56)** |
| Öffentlicher Dienst | –0.0984 (9.50)** | –0.0401 (–4.06)** | –0.0258 (–2.11)* | 0.0525 (4.22)** | –0.0125 (–0.97) | –0.0036 (–0.22) |
| Schulbildungsjahre | 0.0579 (30.02)** | 0.0353 (4.01)** | | 0.0586 (19.65)** | 0.1304 (9.49)** | |
| Berufl. Fortbildungsjahre | 0.0339 (1.78) | 0.0574 (3.60)** | -0.0040 (–0.14) | 0.1050 (3.43)** | 0.0549 (1.71) | 0.0426 (0.73) |
| # Beschäftigte 20 – 199 | 0.1147 (9.49)** | 0.0833 (10.85)** | 0.0421 (4.36)** | 0.1300 (7.59)** | 0.0721 (6.70)** | 0.0180 (1.28) |
| # Beschäftigte 200 – 1999 | 0.1626 (12.37)** | 0.1122 (13.05)** | 0.0606 (5.45)** | 0.1882 (11.15)** | 0.1244 (10.61)** | 0.0490 (3.16)** |
| # Beschäftigte 2000+ | 0.2198 (16.93)** | 0.1336 (15.05)** | 0.0583 (5.01)** | 0.2499 (13.78)** | 0.1495 (11.78)** | 0.0766 (4.55)** |
| Geburtsjahr bis 1939 | 0.0026 (1.12) | 0.0027 (0.63) | | 0.0014 (0.36) | 0.0168 (1.53) | |
| Geburtsjahr 1940 – 1949 | –0.0040 (2.26)* | -0.0055 (–2.11)* | | 0.0062 (2.38)* | –0.0094 (–1.88) | |
| Geburtsjahr 1950 – 1959 | –0.0093 (5.19)** | –0.0133 (–5.59)** | | –0.0033 (1.46) | –0.0059 (1.63) | |
| Geburtsjahr 1960 – | –0.0083 (4.45)** | –0.0097 (–3.56)** | | –0.0071 (3.04)** | –0.0104 (–2.72)** | |
| Ausländer | –0.0700 (6.88)** | –0.1185 (–5.14)** | | –0.0070 (0.46) | 0.1540 (4.23)** | |
| Verheiratet | 0.0531 (5.53)** | 0.0300 (4.34)** | 0.0069 (0.72) | –0.0265 (2.13)* | 0.0082 (0.77) | –0.0046 (–0.31) |
| # Kinder unter 16 | 0.0178 (4.39)** | 0.0201 (7.73)** | 0.0092 (2.31)** | –0.0164 (2.52)* | –0.0047 (–0.91) | –0.0061 (–0.68) |
| Konstante | 2.1315 (24.13)** | 2.4931 (12.42)** | | 1.8722 (12.55)** | 0.5767 (1.29) | |
| Beobachtungen | 26190 | 24352 | 24995 | 16399 | 15040 | 15206 |

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 3*

**Geschätzte Weiterbildungseffekte nach Subgruppen**

| | OLS | | Fixed Growth | |
|---|---|---|---|---|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Mit Abitur | –0.0216<br>(0.65) | 0.0628<br>(1.71) | | |
| Ohne Abitur | 0.0705<br>(3.54)** | 0.1345<br>(4.11)** | 0.0118<br>(0.35) | 0.0327<br>(0.45) |
| Öffentlicher Dienst | –0.0022<br>(0.09) | 0.0416<br>(1.11) | | |
| Privatwirtschaft | 0.0660<br>(2.99)** | 0.1350<br>(4.29)** | 0.0088<br>(0.22) | –0.0076<br>(–0.10) |
| Im erlernten Beruf | 0.0099<br>(0.52) | 0.0880<br>(3.11)** | | |
| Nicht im erlernten Beruf | 0.0926<br>(2.40)* | 0.1455<br>(2.22)* | 0.0804<br>(1.41) | |
| Teilzeit | 0.0557<br>(0.41) | 0.1486<br>(1.99)* | | |
| Vollzeit | 0.0301<br>(1.60) | 0.0922<br>(3.15)** | | |
| Kinder im HH | | 0.1763<br>(2.37)* | | –0.0042<br>(-0.02) |
| Keine Kinder im HH | | 0.0950<br>(3.24)** | | |

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$.

Unterscheidet man weiter nach Gruppen, wie dem Ausbildungsniveau oder Eigenschaften des Beschäftigungsverhältnisses, so ergeben sich weitere interessante Ergebnisse für die Fortbildungsrendite (vgl. Tabelle 3; wir zeigen hier nur die Koeffizienten der Fortbildungsjahre, detaillierte Regressionsergebnisse sind auf Anfrage erhältlich). Betrachten wir zunächst die Ergebnisse für die Männer. Männer, die kein Abitur haben, profitieren in sehr viel stärkerem Maße von beruflicher Fortbildung. Für Männer mit Abitur verschwindet der Effekt vollständig. Auch Beschäftigte im öffentlichen Dienst nehmen zwar häufiger an Fortbildungsmaßnahmen teil, die Fortbildungsmaßnahme weist allerdings keine Korrelation mit der Lohnentwicklung auf. Unterscheidet man danach, ob ein Beschäftigter im erlernten Beruf tätig ist, so findet sich eine starke positive Korrelation nur bei denjenigen, die nicht im erlernten Beruf tätig sind. Die Unterscheidung nach Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigung ergibt keine signifikanten Unterschiede. Insgesamt lassen die Ergebnisse darauf schließen, dass ein positiver Zusammenhang zwischen Teilnahme und Lohnwachstum vor allem bei denjenigen zu finden ist, die zumindest potentiell höhere Grenzerträge der Bildung aufweisen könnten, da sie wohl

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

„weiterbildungsfähig“ sind, zugleich aber nur niedrige allgemeine oder keine berufsbezogene formale Abschlüsse haben.

Bei den Frauen finden sich in Tabelle 3 ähnliche Ergebnisse. Allerdings bringt bei den Frauen die Unterscheidung nach Umfang des Beschäftigungsverhältnisses signifikante Unterschiede. Frauen in Teilzeitbeschäftigungen scheinen sehr viel stärker von Fortbildungsmaßnahmen zu profitieren als Frauen in Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen. Bemerkenswerterweise ist die Korrelation zwischen Fortbildung und Lohn stärker bei Frauen mit Kindern unter 16 Jahren als bei kinderlosen Frauen. Beide Ergebnisse könnten damit erklärt werden, dass Frauen, die nach einer Familienphase wieder in den Arbeitsmarkt eintreten (und eventuell zunächst nur in Teilzeit arbeiten), durch Weiterbildung Humankapitalverluste während der Familienphase tendenziell ausgleichen.

Wie bereits mehrfach erwähnt, sind die geschätzten OLS-Koeffizienten nicht als kausale Effekte zu interpretieren, wenn es Selbstselektion in Fortbildungsmaßnahmen gibt. Die Ergebnisse alternativer Schätzer, die die potentielle Endogenität berücksichtigen, finden sich in den Spalten (2) und (3) bzw. (5) und (6) von Tabelle 2. Spalten (2) und (5) zeigen die Ergebnisse des Hausman-Taylor Schätzers (kurz HT). *Hausman* und *Taylor* (1981) berücksichtigen, dass die unbeobachtbare Fähigkeit eines Erwerbstätigen einen erklärenden Anteil für das Lohnniveau hat, aber zugleich mit beobachtbaren Variablen wie der Schul- und Berufsbildung korreliert ist. Anders als ein einfacher Fixed-Effects-Schätzer ermöglicht das Hausman-Taylor-Verfahren, auch Koeffizienten für zeitinvariante Variablen zu schätzen, und es verspricht Effizienzgewinne.

In der Hausman-Taylor-Schätzung wird der Effekt beruflicher Fortbildung für Männer auf signifikante 5,7 Prozent geschätzt, die Schulbildungsrendite hingegen nur noch auf 3,5 Prozent. Bei den Frauen steigt der Schätzwert für die Schulbildungsrendite auf 13 Prozent, während die Rendite der Fortbildungsjahre auf jetzt 5,5 Prozent fällt und auch nur noch marginal signifikant ist. Die Umkehrung der Ergebnisse im Vergleich zu den OLS-Ergebnissen hängt vermutlich damit zusammen, dass wir mittels der Hausman-Taylor-Schätzung potentielle Verzerrungen der Schulbildungsrendite (durch Messfehler und / oder Endogenität) beseitigt haben. Da Schulbildung und Weiterbildungsteilnahme hoch korreliert sind hat eine solche Verzerrung bzw. ihre Vermeidung auch Einfluss auf den Koeffizienten der Weiterbildungsteilnahme.

Fixed Effects- oder Hausman-Taylor-Verfahren lösen das Endogenitätsproblem nur dann, wenn nicht zusätzlich berücksichtigt werden muss, dass gerade die Arbeitnehmer an Fortbildungsmaßnahmen teilnehmen, weil sie dynamischer oder motivierter sind, und deshalb auch ein steileres Lohnprofil haben. Das Fixed-Growth-Modell haben wir in Abschnitt II. beschrieben und diskutiert. Die Ergebnisse der Schätzungen finden sich in den Spalten (3) und (6) von Tabelle 2. Die Fortbildungsrendite für Männer wird auf Null geschätzt. Bei den Frauen erhält man zwar eine positive Rendite von 4 Prozent, die aber bei einem $t$-Wert von 0,73

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nicht signifikant ist. Ein Hausman Test, der den Hausman-Taylor-Schätzer mit dem Fixed-Growth-Schätzer vergleicht, lehnt den Hausman-Taylor-Schätzer sowohl für die Stichprobe der Männer als auch die der Frauen als inkonsistent ab. Das Endogenitätsproblem wird also wie vermutet mittels Hausman-Taylor-Schätzung nicht hinreichend berücksichtigt. Somit ist der Fixed-Growth-Schätzer das geeignete Verfahren.

Differenziert man nun auch beim Fixed-Growth-Modell nach Gruppen (vgl. Tabelle 3), ändert sich an den Ergebnissen nicht viel. Bei den Männern ist noch die Gruppe der Beschäftigten, die nicht im erlernten Beruf tätig ist, zu erwähnen. Die Fortbildungsrendite wird für diese Gruppe auf 8 Prozent geschätzt, ist aber bei einem *t*-Wert von 1,4 bei weitem zu ungenau geschätzt. Auch bei den Frauen gibt es keine Gruppe von Beschäftigten, für die eine signifikante Fortbildungsrendite geschätzt werden kann. Somit ist schon wie in *Pischke* (2001), der die Daten der SOEP-Schwerpunktbefragung von 1989 verwendet, im Fixed-Growth-Modell generell kein statistisch gesicherter kausaler Effekt von Fortbildungsmaßnahmen nachzuweisen.

## 3. Matching-Ansätze zur Schätzung der Lohneffekte beruflicher Fortbildung

Abschließend und komplementär zum Fixed-Growth-Modell wenden wir mit dem in Abschnitt II. beschriebenen Matching-Ansatz ein weiteres Verfahren zur Schätzung des Kausaleffekts beruflicher Fortbildung auf das Einkommen an. Im ersten Schritt werden dazu die Propensity-Scores berechnet. Dazu haben wir die gleichen Variablen verwendet wie in den Logit-Schätzungen in Abschnitt III.1. Hinzu kommen Branchendummies und der Gesundheitszustand der Beschäftigten. Mithilfe der Propensity Scores wird der Gruppe der Teilnehmer eine Kontrollgruppe zugeordnet und die Löhne der Teilnehmer werden dann mit den Einkommen der Kontrollgruppe verglichen.[6] Dabei verfolgen wir einen Differenzen-von-Differenzen-Ansatz, bei dem die Lohnentwicklung der Teilnehmer mit der Lohnentwicklung der Nichtteilnehmer verglichen wird. Dieses Vorgehen hat den Vorteil, das alle zeitinvariante Heterogenität, die durch das Matching-Verfahren nicht erfasst wurde, kontrolliert wird. Durch die Panelstruktur des SOEP ist es uns ferner möglich, die zeitliche Entwicklung der Löhne von Teilnehmern und Kontrollgruppe für längere Zeiträume zu vergleichen. Im Folgenden beschränken wir uns auf den Vergleich der Einkommen von 3 Jahren vor der Teilnahme bis zu 3 Jahren nach der Teilnahme.

---

[6] Zur Sicherstellung eines „common support" von Teilnehmern und Nichtteilnehmern wurden alle Nichtteilnehmer, deren propensity score kleiner bzw. größer als der kleinste bzw. größte propensity score der Teilnehmer war, aus der Gruppe potentieller Matches eliminiert. Die Qualität des Matching wurde mit Hilfe von *t*-tests für alle Matching-Variablen geprüft. Eine explizite Berücksichtigung der Möglichkeit von Mehrfachteilnahmen erfolgte nicht.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Ergebnisse des Matching finden sich in den Abbildungen 2 und 3. Die Abbildungen zeichnen über einen Zeitraum von drei Jahren vor der Teilnahme bis zu drei Jahren nach der Teilnahme das Verhältnis der Lohnentwicklung von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern nach. Die Lohnentwicklung wird dabei jeweils auf $t = 0$, das Jahr der Teilnahme, bezogen. Vertikale Linien geben die Grenzen der (punktweise geschätzten) 90 Prozent-Konfidenzintervalle wieder.

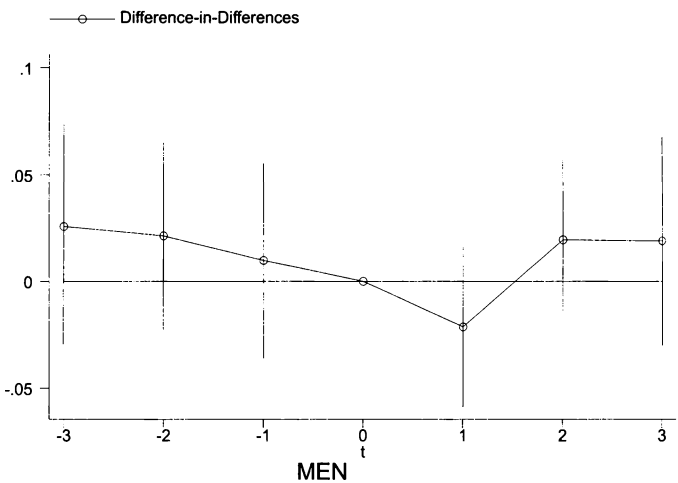


Abbildung 2: Matching-Schätzer für die Lohnentwicklung (Männer)

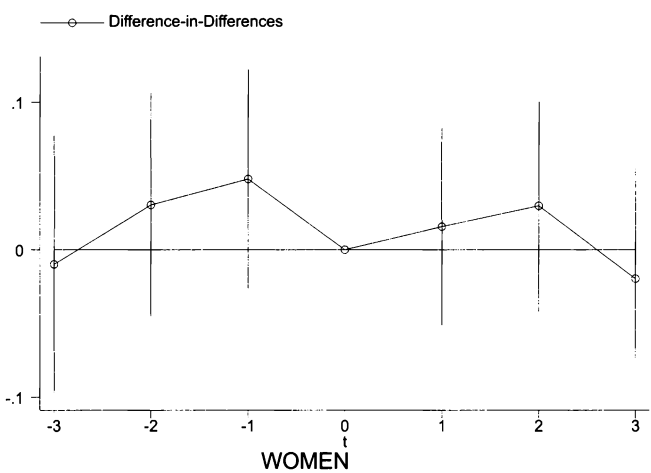


Abbildung 3: Matching-Schätzer für die Lohnentwicklung (Frauen)

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Ergebnisse für Männer und Frauen sind ähnlich. In beiden Fällen zeigen sich keine signifikanten Effekte der Weiterbildungsteilnahme auf den Lohnsatz. Die Ergebnisse des Matching stehen damit im Einklang mit den Ergebnissen aus der Fixed Growth-Schätzung.

## IV. Zusammenfassung und Diskussion

Die vorliegende Studie ist nicht die erste empirische Untersuchungen über die Effekte beruflicher Weiterbildung auf Löhne oder Beschäftigung in Westdeutschland. Frühere Studien, die ebenfalls Daten des Sozio-ökonomischen Panels verwendet haben, haben sich zumeist auf die Schwerpunktbefragungen zu beruflicher Fortbildung gestützt. Die Ergebnisse sind nicht eindeutig, was im wesentlichen auch in unserer Studie bestätigt wird.

Unsere Studie unterscheidet sich indes in mehreren Punkten von bereits bestehenden Untersuchungen. Erstens verwenden wir Daten über einen längeren Zeitraum und nutzen den Längsschnittcharakter des SOEP aus. Zweitens verwenden wir Informationen aus den Beschäftigungskalendarien des SOEP. Dies lässt quantitative Aussagen über die Teilnahme an Fortbildungsmaßnahmen über einen langen Zeitraum zu und ermöglicht die Schätzung des kausalen Effekts beruflicher Fortbildung auf Löhne. Unsere Ergebnisse zeigen, wie wichtig es ist, die offensichtliche Korrelation zwischen Löhnen und Fortbildung vorsichtig zu interpretieren. Schätzverfahren, die das Problem der Selbstselektion in Fortbildungsmaßnahmen angemessen berücksichtigen, lassen bezweifeln, dass Fortbildungsmaßnahmen tatsächlich zu höheren Löhnen führen. Dies findet sich auch bei anderen Autoren, die teils andere Daten oder Methoden verwenden (*Pischke* 2001, *Kuckulenz/Zwick* 2003).

In Anbetracht des Ergebnisses, dass sich kein kausaler Effekt der Weiterbildung auf den Lohn finden lässt, stellt sich natürlich die Frage, warum Menschen überhaupt an Weiterbildungen teilnehmen. Im Befragungsschwerpunkt des SOEP im Jahr 2000 haben mehr als zwei Drittel aller Weiterbildungsteilnehmer die Anpassung an neue Anforderungen genannt. Damit müssen auch in der Erwartung der Betroffenen nicht unbedingt höhere Löhne verbunden sein, wenn Anpassung einfach Sicherung des eigenen Arbeitsplatzes meint. *Büchel* und *Pannenberg* (2004) finden zumindest bei jüngeren Teilnehmern ein um zwei Prozentpunkte niedrigeres Arbeitslosigkeitsrisiko als für Nicht-Teilnehmer.

Möglicherweise machen sich Arbeitnehmer auch unrealistische Vorstellungen von den Wirkungen einer Teilnahme auf den zukünftigen beruflichen Erfolg. So ist denkbar, dass potentielle Teilnehmer im Alltag Einkommensunterschiede zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern beobachten und dies als kausalen Effekt interpretieren. Ein solche „naive" Sichtweise war schließlich bis vor wenigen Jahren auch noch in der Wissenschaft anzutreffen. Dass sich nicht immer die erhofften Wirkungen einer Fortbildung einstellen, zeigt sich z. B. darin, dass im SOEP-Be-



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fragungsschwerpunkt 2000 mehr als 60 Prozent aller Teilnehmer angaben, die Teilnahme an der Weiterbildung habe sich beruflich wenig bis gar nicht ausgezahlt.

Schließlich könnte Weiterbildung nicht nur – wie im Humankapitalmodell angenommen – investiven, sondern auch konsumptiven Charakter haben, z. B. wenn die Inhalte der Fortbildung allgemeinen Charakter haben oder die Teilnahme auch ein soziales Ereignis darstellt. In diesem Fall könnten Arbeitgeber sogar auf den Gedanken verfallen, entsprechend der Theorie kompensierender Lohndifferenziale Teilnehmern niedrigere Löhne zu zahlen.

Eine tiefergehende Analyse der Teilnahmegründe in Abwesenheit nachweisbarer Lohneffekte kann in diesem Beitrag nicht geleistet werden, so dass diese abschließenden Überlegungen im Rahmen des Spekulativen bleiben. Für die zukünftige Forschung sollte sich eine solche Analyse jedoch als fruchtbar erweisen.

## Literatur

*Acemoglu,* D. / *Pischke,* S. (1999): Beyond Becker: Training in Imperfect Labor Markets. Economic Journal 109, F112 – F142.

*Becker,* G. S. (1962): Investment in Human Capital: A theoretical analysis, Journal of Political Economy 70, S. 9 – 49.

*Büchel,* F. / *Pannenberg,* M. (2004): Berufliche Weiterbildung in West- und Ostdeutschland – Teilnehmer, Struktur, und individueller Ertrag. Erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 1, Heft 2.

*Fitzenberger,* B. / *Prey,* H. (1998): Beschäftigungs- und Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen im ostdeutschen Transformationsprozeß: Eine Methodenkritik. S. 39 – 96 in: Pfeiffer, F. / Pohlmeier, W. (Hrsg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 31. Baden-Baden: Nomos.

*Hausman,* J. A. / *Taylor,* W. E. (1981): Panel Data and Unobservable Individual Effects, Econometrica 49, S. 1377 – 1398.

*Jürges,* H. (2002): The Distribution of the German Public-Private Wage Gap, Labour 16, S. 347 – 381.

*Kuckulenz,* A. / *Zwick,* T. (2003): The Impact of Training on Earnings – Differences between Participant Groups and Training Forms. ZEW Discussion Paper No. 03 – 57.

*Lechner,* M. (1998): Training the East German Labour Force. Microeconometric Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification. Studies in Contemporary Economics, Heidelberg: Springer / Physica.

*Lechner,* M. (1999): Nonparametric bounds on employment and income effects of continuous vocational training in East Germany, Econometrics Journal 2, S. 1 – 28.

*Leuven,* E. / *Oosterbeek,* H. (2002): A new approach to estimate the wage returns to work-related training. IZA Discussion Paper No. 526.

*Pannenberg,* M. (1995): Weiterbildungsaktivitäten und Erwerbsbiographie. Frankfurt am Main / New York: Campus.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Pannenberg,* M. (1998): Weiterbildung, Betriebszugehörigkeit und Löhne: Ökonomische Effekte des „timings" von Investitionen in die berufliche Weiterbildung. In: Pfeiffer, F. / Pohlmeier, W. (Hrsg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 31. Baden-Baden: Nomos, S. 223 – 256.

*Pfeiffer,* F. / *Reize,* F. (2000): Formelle und informelle berufliche Weiterbildung und Verdienst bei Arbeitnehmern und Selbständigen. ZEW Diskussionspapier No. 00 – 01.

*Pischke,* J.-S. (2001): Continuous Training in Germany, Journal of Population Economics, 14, S. 523 – 548.

*Wooldridge,* J. M. (2002): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. The MIT Press, Cambridge (Massachusetts).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Karriere- und Einkommenseffekte der akademischen Weiterbildung – dargestellt für Absolventen des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengangs für Ingenieure und Naturwissenschaftler am Fachbereich Wirtschaftswissenschaft der FernUniversität in Hagen

Von *Günter Fandel, Jörn Bartels* (†) und
*Christine von Prümmer*[1], Hagen

## I. Vorbemerkungen

Die akademische Weiterbildung im Fernstudium verlangt einen erheblichen zusätzlichen zeitlichen Einsatz, wenn sie von den Studierenden neben der Berufstätigkeit durchgeführt wird. Das wirft unmittelbar die Frage auf, ob sich dieser Aufwand im Hinblick auf die berufliche Entwicklung lohnt. Dabei kann der berufliche Erfolg der akademischen Weiterbildung nach Karriere- und Einkommenseffekten untersucht werden. Karriereeffekte kommen durch positive Veränderungen in den beruflichen Positionen zum Ausdruck, welche die Absolventen akademischer Weiterbildung bei Immatrikulation, unmittelbar nach Studienabschluss und Jahre später bekleiden. Die Einkommenseffekte können durch Steigerungen des jährlichen Bruttoeinkommens beschrieben werden, das die Absolventen bei Studienaufnahme, unmittelbar nach Studienabschluss und Jahre später danach erzielen.

Als Maßnahme der akademischen Weiterbildung im Fernstudium an der FernUniversität in Hagen wird das wirtschaftswissenschaftliche Zusatzstudium für Ingenieure und Naturwissenschaftler am Fachbereich Wirtschaftswissenschaft der FernUniversität in Hagen betrachtet. Sie wird kurz inhaltlich skizziert und in den allgemeinen Weiterbildungsauftrag der FernUniversität in Hagen eingeordnet.

572 Absolventen des Zusatzstudiums sind Ende des Jahres 2001 bis Anfang des Jahres 2002 in einer schriftlichen Erhebung, die das Zentrum für Fernstudienentwicklung in Kooperation mit dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaft durchgeführt hat, nach persönlichen Merkmalen und Angaben befragt worden, die für die Aufnahme des Studiums, die dadurch bedingte Belastung, den Studienverlauf sowie die Beurteilung des damit verbundenen Erfolgs bedeutsam sind. 312 der in die Erhebung einbezogenen Absolventen haben die Fragebögen vollständig aus-

[1] Meinem Mitarbeiter Dr. Michael Lorth danke ich für die Unterstützungen bei den investitionsrechnerischen Auswertungen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gefüllt zurückgeschickt – davon anonym lediglich 7 Personen. Die Antwortenden waren hinsichtlich Hörerstatus, Geschlecht, Geburtsjahr, Jahr der Immatrikulation und des gewählten Abschlussfaches repräsentativ für die Gesamtheit der Befragten. Die Auswertung der Ergebnisse (*Hofmann-Broll,* 2002) lag Ende des Jahres 2002 vor. Die Berichtsdaten sind dabei meist zu Größenklassen und Durchschnittswerten verdichtet worden; ein Rückgriff auf die Individualdaten der Befragten war trotz entsprechender Bemühungen der Verfasser nicht mehr möglich.

Der Schwerpunkt der folgenden Beschreibungen liegt auf den Karriere- und Einkommenseffekten, welche die 312 Absolventen durch die akademische Weiterbildung erreichten. Immerhin bekundeten 239 von 312 Personen, dass sie von dem Zusatzstudium einen erheblichen Nutzen insbesondere für ihren Beruf und ihre Karriere hatten, wenn dieser Nutzen auch recht oft nur in Zusammenhang mit einem Stellenwechsel konkretisiert wurde.

## II. Akademische Weiterbildung an der FernUniversität in Hagen

### 1. Der allgemeine Weiterbildungsauftrag

Gemäß dem FernUniversitäts-Errichtungsgesetz von 1975 bestand ein Ziel der Gründung der FernUniversität in Hagen darin, die akademische Weiterbildung in Deutschland zu beleben, die bis zu diesem Zeitpunkt trotz des Angebots von Kontaktstudiengängen an den Präsenzuniversitäten kaum in Gang gebracht werden konnte. Hier versprachen sich die Gründungsväter der FernUniversität vom Konzept der Lehre im Wege des Fernstudiums einen bedeutenden Entwicklungseffekt, da das Fernstudium preiswerter sowie orts- und zeitungebundener für die Weiterbildungswilligen ist als die Präsenzlehre.

Die Notwendigkeit der akademischen Weiterbildung im Sinne eines lebenslangen Lernens auch für Personen in der Praxis, die bereits einen Hochschulabschluss besitzen, wurde damit begründet, dass sich auch diese Personengruppe in einer Zeit sich schnell entwickelnden Wissens die neuen Erkenntnisse im Wege der Weiterbildung aneignen müsse, um den täglichen Herausforderungen durch Wissenschaft und Praxis gewachsen zu sein. Karriere- und Einkommenseffekte, geschweige denn Überlegungen wie die Sicherung des Arbeitsplatzes bzw. die Vermeidung von Arbeitslosigkeit haben im Hinblick auf die Etablierung der Weiterbildung im Fernstudium damals keine Rolle gespielt.

Der typische Hörerstatus der Weiterbildung an der FernUniversität in Hagen ist der des Gasthörers. Für ihn gibt es keine formalen Zugangsvoraussetzungen. Er kann einzelne Kurse aus den Studienangeboten der Fachbereiche belegen, unabhängig davon, ob diese isoliert aus einem geschlossenen Studiengang heraus gewählt worden sind oder Teile eines speziellen Weiterbildungspakets darstellen. Nach der Teilnahme an einer Klausur werden die Weiterbildungsleistungen zertifi-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ziert. Ähnlich verhält es sich für Kurszweithörer, die auch zu den Gasthörern zählen, aber – da sie gleichzeitig in einem Studiengang an einer anderen Universität eingeschrieben sind – die formale Hochschulzugangsberechtigung besitzen.

Anfangs war das Weiterbildungsstudium an der FernUniversität in Hagen kostenlos, dann wurden Materialbezugsgebühren und Studiengebühren eingeführt, die das Interesse an der Weiterbildung deutlich dämpften. Verstärkt wurde dieser Negativtrend noch dadurch, dass Studierende immer weniger Weiterbildungsmaßnahmen wahrnehmen wollen, für die es keinen dem Diplom ähnlichen Abschluss gibt, der für Beruf und Karriere verwertbar wäre. Einen Eindruck über die beschriebene Tendenz vermittelt Tabelle 1.

*Tabelle 1*

**Entwicklung der Studentenzahlen an der FernUniversität in Hagen**

| | **1981/82** | **1991/92** | **2001/02** |
|---|---|---|---|
| Studierende insgesamt | 36199 | 49395 | 59240 |
| davon in grundständigen Studiengängen | 24055 | 15630 | 47457 |
| davon in der Weiterbildung als Gast- und Zweithörer | 22144 | 13765 | 11783 |
| Studierende im Fachbereich Wirtschaftswissenschaft | 17244 | 24291 | 25208 |
| davon in grundständigen Studiengängen | 7473 | 17406 | 22611 |
| davon in der Weiterbildung als Gast- und Zweithörer | 9771 | 6885 | 2597 |

*Quelle:* Studierendenstatistik der FernUniversität in Hagen vom Wintersemester 1975/1976 bis Wintersemester 2001/2002.

Man erkennt, dass trotz erheblicher Steigerungen der Studentenzahlen an der FernUniversität in Hagen insgesamt und auch im Fachbereich Wirtschaftswissenschaft über die betrachteten 20 Jahre hinweg die Anzahl der Weiterbildungsstudierenden drastisch gefallen ist. Zu beachten ist allerdings, dass in den Weiterbildungsstudierenden als Gast- und Zweithörer des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft für das Studienjahr 2001/02 die Weiterbildungsstudierenden des Zusatzstudiengangs für Ingenieure und Naturwissenschaftler nicht mehr enthalten sind, da – wie später noch erwähnt wird – dieses Zusatzstudium nun formal als Aufbau- bzw. Zusatzstudiengang betrachtet wird.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 2. Das wirtschaftswissenschaftliche Zusatzstudium für Ingenieure und Naturwissenschaftler

### *a) Inhaltliche Beschreibung und Rahmenbedingungen*

Angebote im Rahmen eines wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiums für Ingenieure und Naturwissenschaftler gab es am Fachbereich Wirtschaftswissenschaft der FernUniversität in Hagen bereits seit dem Wintersemester 1985/86. Bis zum Wintersemester 1992/93 waren dafür durchschnittlich ca. 550 Personen pro Studienjahr eingeschrieben. Ab dem Wintersemester 1992/93 wurde dieses Zusatzstudium als Zusatzstudiengang mit Diplomabschluss formalisiert. Das hat die Nachfrage der Studierenden für diese neue Weiterbildungsinvestition erheblich gesteigert. In den zehn Studienjahren vom Wintersemester 1992/93 bis zum Wintersemester 2001/02 befanden sich durchschnittlich rund 3.700 Studierende jährlich in diesem Zusatzstudiengang. Das vorherige Studienangebot ohne Abschluss ist danach praktisch nicht mehr nachgefragt worden. Während im vorherigen Zusatzstudium insgesamt nur etwa 200 Absolventen einen Abschluss machten, kommen aus dem jetzigen Zusatzstudiengang rund 160 Absolventen pro Studienjahr heraus. Das entspricht einer Erfolgsquote von 4,3 % bezogen auf die Gesamtheit der Studierenden in diesem Zusatzstudiengang, was deutlich über der Erfolgsquote des wirtschaftswissenschaftlichen Diplomstudiengangs und trotz der Belastung des Studiums neben dem Beruf fast in der Nähe der Erfolgsquote der Präsenzuniversitäten (rund 7%) liegt. Mangels einer detaillierten und wegen des individuellen Studierverhaltens zum Teil auch nicht möglichen Kohortenverfolgung von Studienerfolgsquoten verschiedener Studiengänge an der FernUniversität in Hagen sind hier die Absolventen auf den Bestand an Studierenden im Studiengang bezogen worden. Eine eventuell hierdurch bedingte Willkür in der Datenentwicklung wird durch die Länge des Betrachtungszeitraums von 10 Studienjahren vermieden.

Der Zusatzstudiengang dauert 5 Semester und umfasst 80 Semesterwochenstunden. Das letzte Semester ist für die Anfertigung der Diplomarbeit vorgesehen. Die Diplom-Vorprüfung erstreckt sich auf die Teilgebiete

- Grundzüge der Betriebswirtschaftslehre I,
- Grundzüge der Betriebswirtschaftslehre II,
- Grundzüge der Betriebswirtschaftslehre III,
- Mikroökonomik,
- Makroökonomik,
- Recht für Wirtschaftswissenschaftler I.

Die Diplomprüfung kann mit dem Abschlussfach Betriebswirtschaftslehre oder Volkswirtschaftslehre absolviert werden. Entsprechend ist die Schwerpunktbildung des zweiten Studienjahres

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

- Allgemeine Betriebswirtschaftslehre bzw. Allgemeine Volkswirtschaftslehre,
- 2 betriebswirtschaftliche Wahlfächer bzw. 2 volkswirtschaftliche Wahlfächer,
- 1 Seminar,
- Diplomarbeit.

Alle Prüfungsfächer sind Angebote des normalen wirtschaftswissenschaftlichen Diplomstudiengangs. Rund 95 % wählen den betriebswirtschaftlichen Schwerpunkt, nur 5 % den volkswirtschaftlichen Schwerpunkt. Für das gesamte Weiterbildungsstudium zahlen die Studierenden etwa 5.000 Euro an Semestereinschreib- und Materialbezugsgebühren. Trotz dieser Gebühren läuft der Trend der Nachfrage nach diesem Zusatzstudiengang dem der Nachfrage nach allgemeinen Weiterbildungsangeboten an der FernUniversität in Hagen im Status des Gasthörers bzw. Kurszweithörers in positiver Weise entgegen.

### *b) Studentenpopulation*

Der typische Absolvent im Zusatzstudiengang

- besitzt bei Einschreibung ein Diplom in Ingenieurwissenschaften (75 %) – 25 % waren bei der Immatrikulation bereits promoviert, einer sogar habilitiert,
- ist männlich (92 %) – das liegt am Adressatenkreis des Studiengangs, da der Anteil der Männer an den Absolventen des Erststudiums in Ingenieur- oder Naturwissenschaften bereits sehr hoch ist,
- hat als Teilzeitstudent (75 %) neben der Vollbeschäftigung (80 %) studiert – 5 % der Personen aus der Gruppe der Vollbeschäftigten haben als Vollzeitstudenten studiert. Sie können den Zusatzstudiengang nach 2 bis 2,5 Jahren abschließen; für Teilzeitstudenten mit der Hälfte der Studienbelastung neben dem Beruf verlängert sich die normale Studiendauer bis zum Abschluss entsprechend auf 4 – 5 Jahre,
- bekleidet bei Aufnahme des Studiums eine ausführende Position (50 %),
- ist bei Abschluss des Studiengangs durchschnittlich 37 Jahre alt – das Alter der Absolventen liegt im Wesentlichen zwischen 30 und 44 Jahren,
- hat durchschnittlich 5 Jahre studiert, trifft also die Entscheidung zur Aufnahme dieses Weiterbildungsstudiums mit durchschnittlich 32 Jahren und damit im Durchschnitt 1,4 Jahre nach dem Abschluss des Erststudiums,
- hat ohne Unterbrechung durchstudiert (80 %),
- ist bei Studienaufnahme ledig (69 %), bei Studienabschluss verheiratet (54 %) und zum Zeitpunkt der Befragung kaum geschieden oder getrennt lebend (zusammen nur 2 %).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*c) Studienziele und deren Realisierung*

Die Aufnahme des Zusatzstudiums nach dem Erststudium setzt eine besondere Motivation voraus. Dabei können die Absichten der Studierenden sehr unterschiedlich sein; sie können ihren Ursprung im persönlichen oder im beruflichen Bereich haben und auf qualitative oder monetäre Ziele ausgerichtet sein.

Elf mögliche Studienziele sollten durch die befragten Absolventen in einem Polaritätsprofil zwischen „sehr wichtig" und „unwichtig" eingeschätzt werden. Die Mittelwerte der Beurteilungen durch die Gesamtheit der Befragten sind in Abbildung 1 dargestellt.

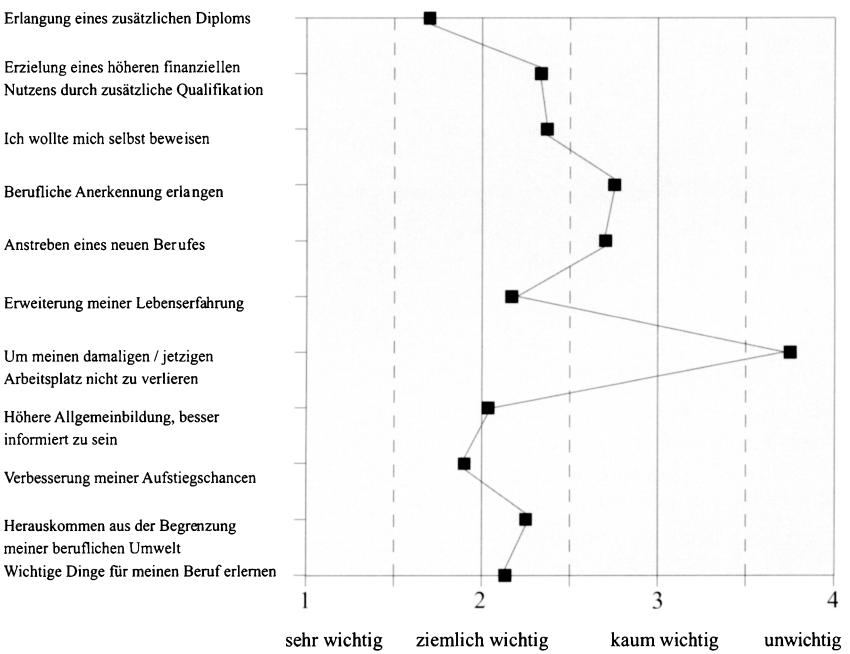


Abbildung 1: Studienziele zu Beginn des Studiums (Mittelwerte)

Wie man aus dieser Abbildung erkennt, stehen die Erlangung eines zusätzlichen Diploms sowie die Verbesserung der Aufstiegschancen zu Beginn des Zusatzstudiums an erster Stelle der Wichtigkeit. Von zentraler Bedeutung ist auch das Erreichen einer höheren Allgemeinbildung. Der Verlust des Arbeitsplatzes wird kaum als drohende Gefahr eingestuft; das verwundert insoweit nicht, als nur 5 % der Studierenden bei Studienbeginn arbeitslos waren. Die personenbezogenen Ziele, sich selbst beweisen zu wollen und die Lebenserfahrung zu erweitern, müssen in ihrer Wichtigkeit relativiert werden, da sie eher für Absolventen zutreffen,

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die ihr Zusatzstudium vor Beginn der Formalisierung im Wintersemester 1992/93 ohne eine (vorläufige) Aussicht auf einen Diplomabschluss begonnen hatten. Der erhoffte unmittelbare Nutzen des Zusatzstudiums für den beruflichen Alltag in Form größerer beruflicher Anerkennung und höherer finanzieller Vorteile wird erwartungsgemäß hoch eingestuft, da 75 % Teilzeitstudierende neben dem Beruf sind und diesen Aspekt daher höher einstufen als Vollzeitstudierende, die noch nicht berufstätig waren.

Interessant ist es, in diesem Licht zu untersuchen, inwieweit die Studienziele nach der Einschätzung der Befragten auch tatsächlich erreicht wurden. Einsichten hierzu vermittelt Abbildung 2.

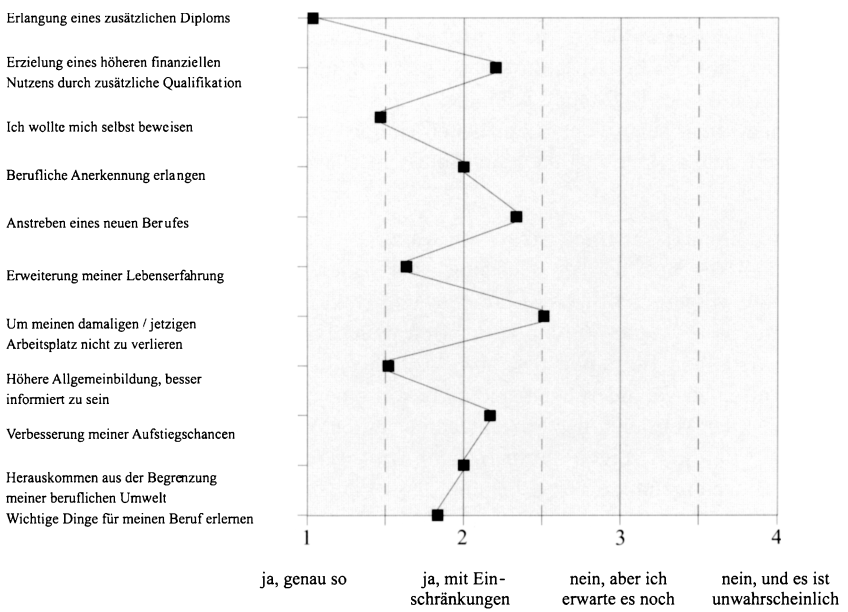


Abbildung 2: Beurteilung der Erreichung der Studienziele (Mittelwerte)

Ganz offensichtlich sind die nichtmonetären und nichtkarrierebezogenen Ziele zufrieden stellend realisiert worden. Dass dies nicht so für die Erzielung höherer finanzieller Vorteile sowie die karrierebezogenen Aspekte zutrifft, liegt vornehmlich an der seit den 1990er Jahren verschlechterten wirtschaftlichen Situation. Für diese Kriterien fallen die Beurteilungen signifikant anders aus, je nachdem, ob die Absolventen sich vor 1991/92 oder erst ab 1996/97 immatrikuliert hatten. So liefert das erhobene Datenmaterial eindeutig Anhaltspunkte dafür, dass die Zufriedenheit – gemessen auf einer Ordinalskala von 1 bis 10 – mit der Höhe des nach Abschluss des Studiengangs erzielbaren Bruttojahreseinkommens steigt.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## III. Karriereeffekte des Zusatzstudiums

Die Befragungsergebnisse deuten darauf hin, dass die Wirtschaft die besondere Motivation, Einsatzbereitschaft, Selbstdisziplin und Belastungsfähigkeit der Studiengangsabsolventen zu schätzen weiß. Nahezu 51 % der Absolventen hatten uneingeschränkt den Eindruck, dass sich ihnen durch den Studienabschluss neue berufliche Wege erschlossen haben; etwa 38 % hatten diesen Eindruck nur teilweise. Dies stimmt in etwa mit den Antworten überein, dass 77 % der Befragten einen enormen bzw. großen Nutzen aus der Weiterbildung glauben gezogen zu haben, während 17 % dies geringer einschätzen und nur 2 % das Zusatzstudium als für sie wenig nützlich hielten.

Einen Eindruck von der erfolgreichen Karriereentwicklung der Absolventen gibt die Tabelle 2. Sie vergleicht die berufliche Position der Absolventen bei der Immatrikulation mit der bei Abschluss des Zusatzstudiums erreichten Position und der zum Zeitpunkt der Befragung bekleideten Position. Am Fuße der Tabelle 2 ist zudem angegeben, auf welcher beruflichen Hierarchieebene diese Positionen zu den verschiedenen Zeitpunkten nach der Selbsteinschätzung der Absolventen angesiedelt waren.

Zum Zeitpunkt der Immatrikulation waren etwa 34 % der Befragten – das sind etwas mehr als 39 % der Beschäftigten – als Sachbearbeiter tätig. 34 % waren Soldaten bzw. wissenschaftliche Mitarbeiter und Doktoranden. Bei Abschluss des Zusatzstudiums bzw. zum Zeitpunkt der Befragung hatten 44 % bzw. nur noch 14 % der berufstätigen Befragten dieselbe Position wie bei der Immatrikulation inne. Die beruflichen Veränderungen sind meist mit einem Aufstieg verbunden gewesen. Dies lässt der Vergleich der Prozentzahlen in den Spalten der Tabelle 2 leicht erkennen. Allerdings zeigen die in *Hofman-Broll* (2002) noch zusätzlich dokumentierten Einzelergebnisse der Erhebung, dass Frauen nicht in gleichem Maße wie Männer einen beruflichen Aufstieg durch das Zusatzstudium erleben. Sie haben in keinem Fall Positionen der beiden oberen Hierarchiegruppen erreicht, sind also nicht in die Geschäftsführung bzw. zum Hauptabteilungsleiter aufgerückt. Sie sind bei der Untersuchung am häufigsten in der Kategorie der Gruppenleiter wieder zu finden (50 %).

Zum Zeitpunkt der Immatrikulation befindet sich jeder zweite Befragte in ausführender Position und jeder vierte in mittlerer Position. Nur 3,5 % haben leitende Tätigkeiten. Nach Abschluss des Zusatzstudiums ist der Aufstieg in eine leitende Position besonders auffällig (35,3 %); zudem befindet sich nun fast jeder zweite in mittlerer Position. Ausführende Positionen nehmen entsprechend ab. Diese Selbsteinschätzungen werden gestützt durch die zusätzlichen Angaben der Absolventen, dass 27 % von ihnen bei Immatrikulation unterstellte Beschäftigte haben gegenüber 42 % bei Abschluss und 58 % bei Befragung.

Zu interessanten Ergebnissen führt die ergänzende Untersuchung der Arbeitsbereiche der Absolventen, die in Tabelle 3 dargestellt sind.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 2*

**Berufliche Positionen der Absolventen und Selbsteinschätzung der Hierarchieebene (Angaben in %)**

| Berufliche Position | bei Immatrikulation | bei Studien-abschluss | gegenwärtig |
|---|---|---|---|
| Vorstand, Geschäftsführer | 1,2 | 3,5 | 7,1 |
| Hauptabteilungsleiter | 1,0 | 3,2 | 9,9 |
| Abteilungsleiter | 2,2 | 9,3 | 22,1 |
| Assistent | 1,0 | 1,6 | 2,2 |
| Referent, Gruppenleiter | 10,9 | 29,8 | 40,1 |
| Sachbearbeiter | 33,7 | 26,0 | 13,8 |
| Soldat | 17,0 | 5,8 | 0 |
| Wissenschaftlicher Mitarbeiter, Doktorand | 17,3 | 11,9 | 1,0 |
| Auszubildender | 1,9 | 1,9 | 1,6 |
| nicht beschäftigt | 13,8 | 7,1 | 2,2 |
| **Summe** | 100,0 | 100,1 | 100,0 |
| Leitend | 3,5 | 11,5 | 35,3 |
| Mittlere | 28,2 | 42,6 | 46,2 |
| Ausführend | 49,7 | 36,5 | 14,4 |
| Ausbildung | 12,2 | 3,9 | 1,9 |
| Keine | 6,4 | 5,5 | 2,2 |
| **Summe** | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

*Tabelle 3*

**Arbeitsbereiche der Absolventen (Angaben in %)**

| Arbeitsbereich | bei Immatrikulation | bei Abschluss | bei Befragung |
|---|---|---|---|
| Geschäftsführung | 1,9 | 4,8 | 10,6 |
| Verwaltung und Dienstleistung | 8,0 | 11,2 | 17,3 |
| Absatz | 5,1 | 11,9 | 16,4 |
| Fertigung (inkl. Konstruktion u. Entwicklung) | 30,1 | 32,7 | 31,1 |
| Lehre und Forschung | 18,6 | 14,4 | 4,5 |
| Beratung und Wirtschaftsprüfung | 3,9 | 9,3 | 16,3 |
| Militär | 17,3 | 5,8 | 0,3 |
| Sonstige | 1,3 | 2,9 | 1,3 |
| Fehlende Angabe | 13,8 | 7,1 | 2,2 |
| **Summe** | 100,0 | 100,1 | 100,0 |

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Generell ist eine Tendenz vom Öffentlichen Dienst in die Wirtschaft zu verzeichnen. Die Tätigkeit in betriebswirtschaftlichen Funktionsbereichen von Unternehmungen nimmt deutlich zu. Am konservativsten verhalten sich die Ingenieure in der Fertigung inklusive Konstruktion und Entwicklung; sie steigen in der Regel innerhalb ihres ursprünglichen Arbeitsbereichs auf.

Die beschriebenen Karriereeffekte entsprechen tendenziell in etwa denen des Diplomstudiengangs, wie sie von *Fandel* et al. (1994) vorgestellt worden sind.

## IV. Einkommenseffekte des Zusatzstudiums

Ein guter quantitativer Indikator für den beruflichen Erfolg ist das Bruttoeinkommen durch Erwerbstätigkeit. Dieses hat sich bei den Befragten seit Beginn des Zusatzstudiums deutlich erhöht. Die Verschiebungen in den Bruttoeinkommensgrenzen veranschaulicht die Abbildung 3. Sie vergleicht die Klassen des jährlichen Bruttoeinkommens durch Erwerbstätigkeit zum Zeitpunkt der Immatrikulation, bei Abschluss des Zusatzstudiengangs und gegenwärtig für die Gruppe der Vollzeitbeschäftigten miteinander. Wie man aus der grafischen Darstellung erkennt, sind die Verteilungen ähnlich, der Durchschnittswert ist jedoch stark angestiegen.

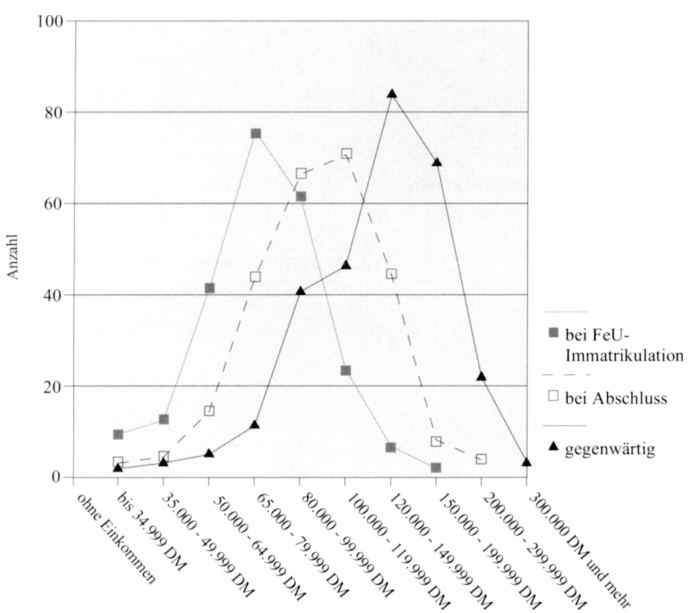


Abbildung 3: Jährliche Bruttoeinkommen durch Erwerbstätigkeit

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Während zu Beginn des Studiums jeder zweite Befragte mehr als 65.000 DM im Jahr brutto verdient hat, liegt dieser Wert zum Zeitpunkt des Abschlusses bei über 80.000 DM und zum Zeitpunkt der Untersuchung bei über 120.000 DM. Die Erhebung ist auf der Grundlage von DM-Werten durchgeführt worden; auf eine Umrechnung in Euro-Werte wird hier verzichtet. Die Einkommenssteigerungen in der Zeit vom Abschluss des Studiums bis zur Befragung (durchschnittlich zwei Jahre) fallen also sehr viel höher aus als die während der fünf Jahre, in denen das Zusatzstudium durchschnittlich durchlaufen wird. Aus den Ergebnissen der Erhebung lässt sich zudem erkennen, dass das Alter und die berufliche Position den höchsten prognostischen Wert für die Einkommensentwicklung haben. Die vorgetragenen Einkommenssteigerungen fallen etwas besser aus als die von Bruttoeinkommensstudien der Bildung in den USA (*Cheeseman Day/Newburger* 2002).

## V. Überlegungen zum investitionstheoretischen Kalkül

### 1. Allgemeine Hinweise zur Literatur

In Anbetracht der beschriebenen Karriere- und Einkommenseffekte des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiums für Ingenieure und Naturwissenschaftler ist es nahe liegend zu untersuchen, inwieweit die Entscheidung der Studierenden für diese Weiterbildungsmaßnahme investitionstheoretisch fundiert werden kann. Bildung als Investition zu betrachten geht maßgeblich auf Veröffentlichungen von T. W. Schultz zurück; hier sei insbesondere auf *Schultz* (1959) verwiesen. Einen Überblick über Methoden, wie die gesellschaftlichen und privaten Nutzen der Bildung gemessen werden können, gibt *McMahon* (1997). Von diesen Instrumenten kommen bei der hier gewählten thematischen Ausrichtung des Beitrags und dem verfügbaren Datenmaterial am ehesten die Kapitalwertmethode und die Methode des internen Zinsfußes in Frage, um die Weiterbildungsmaßnahmen einem investitionstheoretischen Kalkül zu unterziehen. Ähnliche Vorgehensweisen sind von *Katterl* (2001), *Barro* (2001), *Canton* (2001), *Schmidt* und *Baumgarten* (1967) sowie von *Dodge* und *Stager* (1972) eingeschlagen worden.

Aus diesen Studien ist oft nicht erkennbar, ob die Kapitalwerte und internen Zinsfüße für Einkommensentwicklungen vor oder nach Steuern berechnet worden sind. Um bei der im folgenden durchgeführten investitionstheoretischen Analyse eine größere Breite der Aussagefähigkeiten der Ergebnisse im Vergleich mit denen der genannten Literaturstudien zu erhalten, wird das Investitionskalkül einmal ohne Steuern und danach mit Steuern durchgeführt, bevor die Renditeeffekte denen aus der Literatur bekannten gegenüber gestellt werden. Damit soll auch dem Argument Rechnung getragen werden, die Renditen vor Steuern könnten im Vergleich zu denen nach Steuern erheblich überschätzt sein.



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 2. Investitionsrechnung vor Steuern

Bezeichnet man die durch die Bildungsinvestition bedingten Einzahlungsüberschüsse vor Steuern des in das Zusatzstudium investierenden Studierenden mit $e_t, t = 0, \ldots, \bar{t}$, dann ist der Kapitalwert $K$ der Weiterbildungsmaßnahme vor Steuern durch die Formel

$$K = \sum_{t=0}^{\bar{t}} e_t (1 + r)^{-t}$$

definiert, wobei $t = 0$ der Investitionszeitpunkt, $r$ der Kalkulationszinssatz vor Steuern und $\bar{t}$ die Laufzeit des Investitionsprojektes ist. Der interne Zinsfuß $r^*$ muss dann auf der Grundlage der Kapitalwertdefinition der Bedingung

$$K(r^*) = \sum_{t=0}^{\bar{t}} e_t (1 + r^*)^{-t} = 0$$

genügen. Die methodischen Schwierigkeiten liegen in der Auswahl des Kalkulationszinssatzes bei Anwendung der Kapitalwertformel sowie bei der Bestimmung der Laufzeit $\bar{t}$ und der Zahlungsreihe $e_t$, $t = 0, \ldots, \bar{t}$, des Projektes. Das Problem der Auswahl des richtigen Kalkulationszinsfußes lässt sich dadurch lösen, dass man wahlweise mit unterschiedlichen Kalkulationszinssätzen rechnet oder die Kapitalwertfunktion $K(r)$ betrachtet, die für den Fall einer Normalinvestition, bei der zunächst nur Auszahlungsüberschüsse, dann nur noch Einzahlungsüberschüsse anfallen, streng monoton fallend verliefe und eine entsprechende Analyse der Sensitivität des Kapitalwerts im Hinblick auf den ausgewählten Kalkulationszinssatz erlauben würde. Die Bestimmung der Laufzeit $\bar{t}$ des Projektes wirft bei entsprechenden Annahmen im Bereich der Bildungsinvestitionen auch keine sonderlichen Schwierigkeiten auf, wenn man unterstellt, dass die bildungsbedingten Einkommenszuwächse nur bis zum Erreichen des Renteneintrittsalters der Studierenden ($J = 65$) wirksam sind. Annahmen über die hieran geknüpften Unterschiede in den Rentenzahlungen zu treffen wäre angesichts des Zeithorizonts und der momentanen gesellschaftlichen Unsicherheit über die Höhe der späteren Rentenzahlungen nicht opportun. Anhaltspunkte für die weiterbildungsbedingten Einzahlungsüberschüsse bieten dagegen die vorliegenden Daten der Befragung über die Einkommen der Absolventen bei Studienaufnahme, Studienabschluss und zum Zeitpunkt der Befragung. Eine Deflationierung der Einkommen wird hier nicht vorgenommen, da der Kalkulationszins in der Kapitalwertformel nicht dem Realzins entspricht, sondern im Allgemeinen an den Kapitalmarktzins angelehnt ist, der Inflationswirkungen mit erfasst.

Für die weiteren investitionstheoretischen Analysen wird – mangels der schon angesprochenen Rückgriffsmöglichkeit auf die Individualdaten der Erhebung – von folgenden Annahmen bezüglich des „durchschnittlichen" Absolventen des Zusatzstudiums ausgegangen:

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

- Der Investitionszeitpunkt $t = 0$ bzw. der Beginn des Zusatzstudiums liegt bei $j = 32$ [Jahre];
- das Zusatzstudium endet in $t = 5$ mit dem Alter $j = 37$ [Jahre] für den durchschnittlichen Absolventen;
- für den Zeitpunkt „gegenwärtig", d. h. den Zeitpunkt der Befragung, wird für den Durchschnittsstudenten $t = 7$ bzw. $j = 39$ Jahre unterstellt, weil der Median der Altersverteilung in der Studentenpopulation diesem Jahreswert am nächsten liegt;
- entsprechend dem Studienbeginn mit $t = 0$ bei einem Alter von durchschnittlich $j = 32$ [Jahre] und dem Renteneintrittsalter $j = J = 65$ [Jahre] gilt für die Laufzeit der Weiterbildungsinvestition bis zum Zeitpunkt der Pensionierung $\bar{t} = 33$. Über den Zeitpunkt des Renteneintritts hinaus gibt es keine zählbaren Einkommenserhöhungen mehr, die der Investitionsmaßnahme zuzurechnen wären;
- die Auszahlungen während des Studiums bestehen in den jährlichen Studiengebühren $s_t = 2000$ [DM] und in dem durch Einkommensäquivalente bewerteten Arbeitsleid $l_t$, das der Studierende dadurch erfährt, dass er pro Woche neben der Berufstätigkeit für das Zusatzstudium einen Zeitaufwand von 20 Stunden pro Woche leisten muss. Da dieser Zeitaufwand in etwa der Hälfte der regulären wöchentlichen Arbeitszeit entspricht, wird für das jährliche Arbeitsleid $l_t$ als Opportunitätskosten die Hälfte des durchschnittlichen Jahresgehalts angesetzt, das der Studierende ohne Zusatzstudium erhalten würde, d. h. $l_t = \frac{1}{2} \cdot g_t^{oZ}$;
- $g_t^Z$ bzw. $g_t^{oZ}$ bezeichnen die Einkommen mit bzw. ohne Zusatzstudium zum Zeitpunkt $t$, $t = 0, \ldots, 33 = \bar{t}$;
- der Faktor $1 + w$ der jährlichen Einkommenssteigerung für einen Studierenden des Zusatzstudiums sei für die fünf Jahre des Studiums so bestimmt, dass er die Veränderung des Einkommens bei Aufnahme des Studiums in Höhe von $g_0^{oZ} =$ 65.000 [DM] gegenüber dem Einkommen bei Abschluss des Studiums in Höhe von $g_5^Z =$ 80.000 [DM] gerade erklärt, d. h. $g_5^Z = g_0^{oZ} \cdot (1 + w)^5$ bzw. 80.000 [DM] = 65.000 [DM] $\cdot (1 + w)^5$. Hieraus erhält man ein $w = 0,042$ bzw. in Höhe von 4,2 %;
- der Faktor $1 + v$ der jährlichen Einkommenssteigerung für einen durchschnittlichen Absolventen des Zusatzstudiums sei für die zwei Jahre zwischen Abschluss des Studiums ($t = 5$) und gegenwärtiger Befragung ($t = 7$) so bemessen, dass er die Gehaltssteigerung von $g_5^Z =$ 80.000 [DM] bei Abschluss des Studiums auf $g_7^Z =$ 120.000 [DM] zum Zeitpunkt der Befragung erklärt, d. h. $g_7^Z = g_5^Z \cdot (1 + v)^2$ bzw. 120.000 [DM] = 80.000 [DM] $\cdot (1 + v)^2$. Das ergibt ein $v = 0,2247$ bzw. in Höhe von 22,47 %;
- der Faktor der allgemeinen wirtschaftlichen jährlichen Einkommenssteigerung für einen Diplomingenieur ohne Zusatzstudium sei $1 + y$. Diese Annahme wird getroffen, weil keine konkreten Gehaltsentwicklungen aus einem passenden



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mikrozensus zu erhalten waren. Die ganzzahlige Variation von $y$ in den Bereichen von 1 % bis 5 % bietet aber ein hinreichend breites Spektrum alternativer Profile in der Einkommensentwicklung eines Diplomingenieurs ohne Zusatzstudium. Die Gehaltssteigerungsrate $y$ gelte auch für einen Diplomingenieur mit Zusatzstudium für die Zeit nach der Befragung. Es sei also:

$$g_t^{oZ} = 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^t\ , \quad t = 0, \ldots, 33\ ,$$

bzw.

$$g_t^{Z} = 120.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^{t-7}\ , \quad t = 7, \ldots, 33\ .$$

Dann können die durch die Weiterbildung bedingten Einzahlungsüberschüsse der Bildungsinvestition vor Steuern wie folgt spezifiziert werden:

$$\begin{aligned}
e_t &= g_t^Z - g_t^{oZ} - s_t - l_t \\
&= 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot 1{,}042^t - 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^t \\
&\quad - 2.000\ [\mathrm{DM}] - \frac{1}{2} \cdot 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^t, \quad t = 0, 1, \ldots, 4\ , \\
e_t &= g_t^Z - g_t^{oZ} \\
&= 80.000\ [\mathrm{DM}] \cdot 1{,}2247^{t-5} - 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^t, \quad t = 5, 6, 7\ , \\
e_t &= g_t^Z - g_t^{oZ} \\
&= 120.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^{t-7} - 65.000\ [\mathrm{DM}] \cdot (1+y)^t, \quad t = 8, \ldots, 33\ .
\end{aligned}$$

Die Zahlungsreihen $e_t, t = 1, \ldots, 33$, vor Steuern und die entsprechenden Kapitalwertfunktionen sind für ganzzahlige Einkommenssteigerungsraten $y$ zwischen 1 % und 5 % in den Abbildungen 4 und 5 veranschaulicht. Tabelle 4 fasst ausgewählte Ergebnisse der Berechnungen in einem Überblick zusammen.

Einige Auffälligkeiten sollen kurz angesprochen werden:

1) Für die allgemeinen wirtschaftlichen Einkommenssteigerungsraten $y = 1\,\%$ bzw. $y = 2\,\%$ fallen die Auszahlungsüberschüsse während des Studiums, weil die Einkommenssteigerungen durch das Studium dann höher sind als ohne Studium und diese sogar den Effekt steigenden Arbeitsleids überkompensieren.

2) Für die Einkommenssteigerungsrate $y = 5\,\%$ gibt es für $t = 5$ einen Auszahlungsüberschuss, weil das Einkommen ohne Studium dann höher ausfällt als bei Abschluss des Studiums.

3) Bei kleineren Einkommenssteigerungsraten liegen die Einzahlungsüberschüsse lange über denen für höhere Einkommenssteigerungsraten. Da Letztere zuerst höhere Auszahlungsüberschüsse aufweisen, können ihre in späteren Jahren höheren Einzahlungsüberschüsse den negativen Effekt der höheren Auszahlungsüberschüsse auf den Kapitalwert kaum mehr kompensieren, wie die Lage der Kapitalwertfunktionen zueinander in Abbildung 5 und die ausgewählten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Ergebnisse in Tabelle 4 veranschaulichen. Schon ab einem Zinssatz von $r \geq 5\,\%$ haben höhere Einkommenssteigerungsraten $y$ kleinere Kapitalwerte.

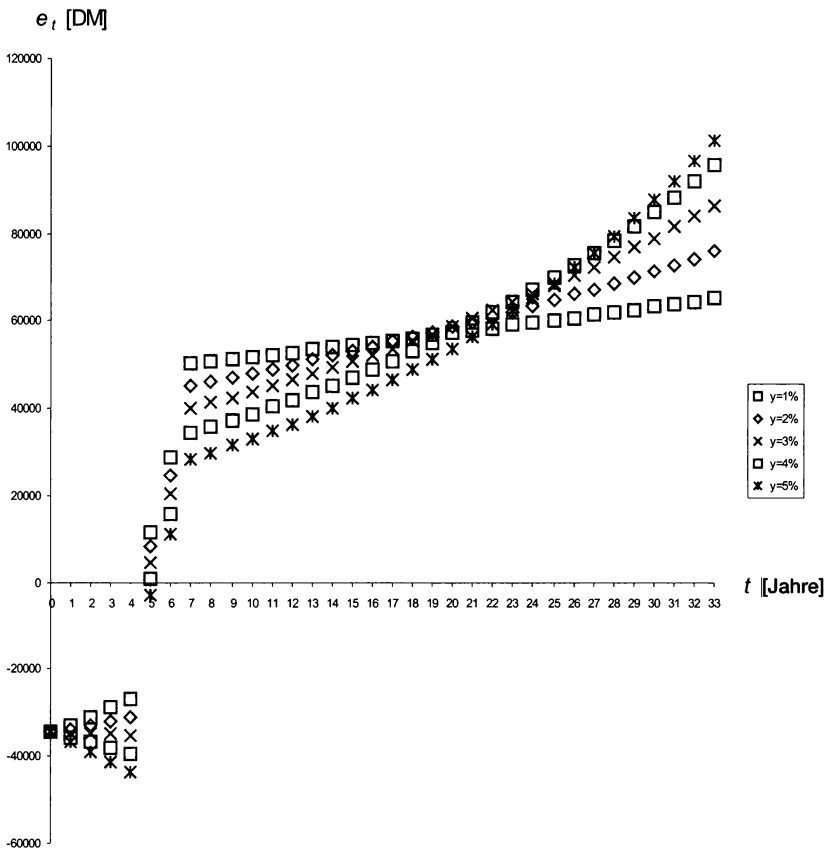


Abbildung 4: Zahlungsreihen vor Steuern für verschiedene allgemein wirtschaftliche Gehaltssteigerungsraten $y$

Interessant ist der Zusammenhang zwischen internem Zinsfuß vor Steuern und Einkommenssteigerungsrate, der aus Abbildung 5 und Tabelle 4 schon erkennbar wurde und in Abbildung 6 funktional dargestellt ist. Der interne Zinsfuß $r^*$ fällt mit der Einkommenssteigerungsrate $y$. Bei einer Einkommenssteigerungsrate über ca. 8,8 % wird man keinen positiven internen Zinsfuß der Bildungsinvestition mehr errechnen können, da die allgemeinen Gehaltssteigerungen für Diplomingenieure ohne Zusatzstudium die Investition unlukrativ werden lassen.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

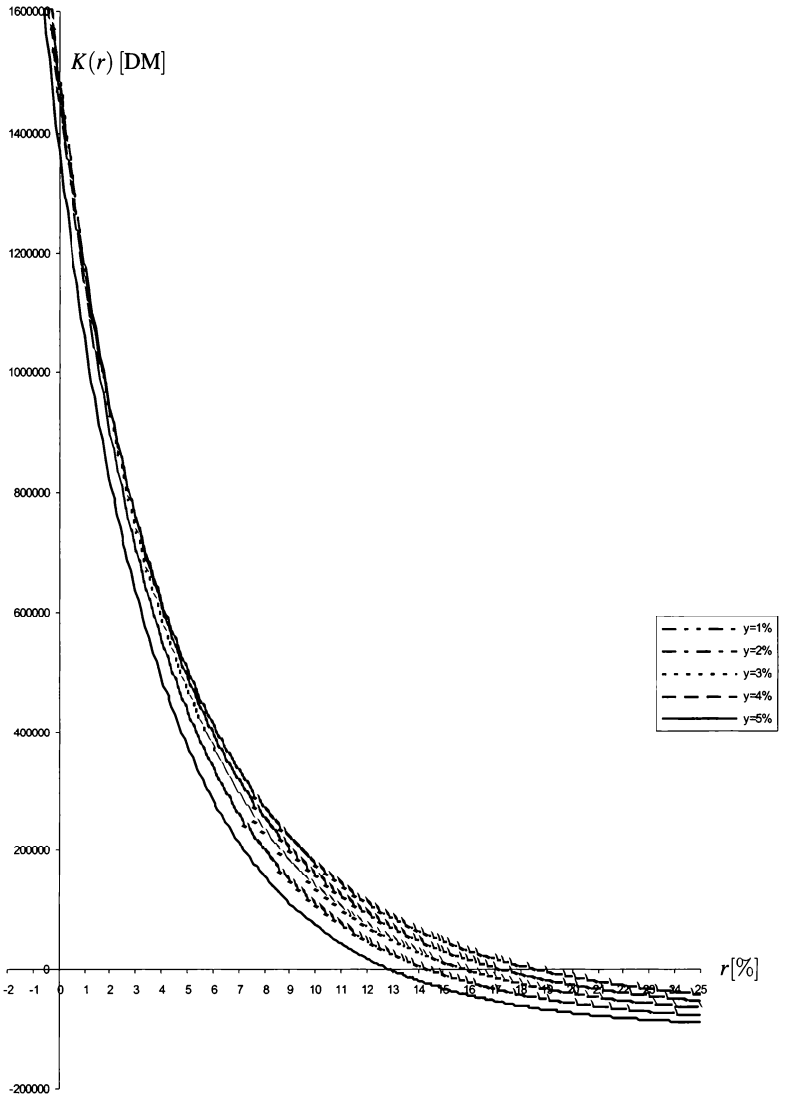


Abbildung 5: Kapitalwertfunktionen vor Steuern für verschiedene allgemein wirtschaftliche Gehaltssteigerungsraten $y$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 4*

**Zusammenfassung ausgewählter Ergebnisse vor Steuern**

| Zinssatz $r$ [%] | Einkommenssteigerungsrate | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | $y = 1\,\%$ | $y = 2\,\%$ | $y = 3\,\%$ | $y = 4\,\%$ | $y = 5\,\%$ |
| | **Kapitalwerte $K(r)$ [DM]** | | | | |
| 0 | 1437708,15 | 1471725,13 | 1481882,32 | 1455045,88 | 1373094,48 |
| 5 | 499970,92 | 487866,23 | 466159,36 | 430978,53 | 377142,10 |
| 10 | 178044,42 | 160133,69 | 137758,06 | 109597,60 | 73944,10 |
| 15 | 48540,26 | 32512,21 | 14138,73 | –7097,35 | –31842,89 |
| 20 | –10506,21 | –23731,84 | –38318,22 | –54495,45 | –72542,23 |
| 25 | –39904,20 | –50717,39 | –62385,27 | –75022,20 | –88762,86 |
| Interner Zinsfuß $r^*$ | 18,80 % | 17,42 % | 16,00 % | 14,52 % | 12,92 % |

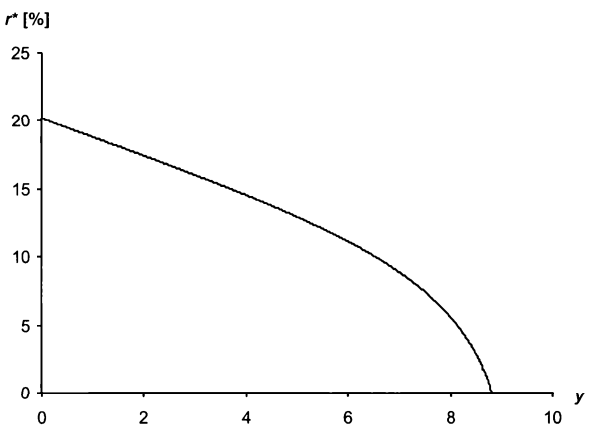


Abbildung 6: Funktion des internen Zinsfußes $r^*$ vor Steuern in Abhängigkeit der Einkommenssteigerungsrate $y$

## 3. Investitionsrechnung nach Steuern

Bei der Berechnung der Vorteilhaftigkeit der betrachteten Bildungsinvestition nach Steuern gilt für den Kapitalwert $\hat{K}$ nach Steuern

$$\hat{K} = \sum_{t=0}^{\bar{t}} \hat{e}_t (1 + \hat{r})^{-t}$$

bzw. für den internen Zinsfuß $\hat{r}^*$ nach Steuern

$$\hat{K}(\hat{r}*) \;=\; \sum_{t=0}^{\bar{t}} \hat{e}_t (1 + \hat{r}*)^{-t} \;=\; 0\,.$$

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Unter der Annahme eines konstanten Einkommensteuersatzes $d$ besteht nun zwischen dem Kalkulationszinssatz $r$ vor Steuern und demjenigen in Höhe von $\hat{r}$ nach Steuern die Beziehung (*Bitz,* 1998)

$$\hat{r} = (1-d)\, r\,.$$

Für den Zusammenhang zwischen den Einzahlungsüberschüssen $e_t$ vor Steuern und denjenigen in Höhe von $\hat{e}_t$ nach Steuern, $t = 0, \ldots, \bar{t}$, möge gelten

$$(i) \quad \hat{e}_t = e_t - d(e_t + s_t)\,, \quad t = 0, 1, \ldots, 4\,,$$

$$(ii) \quad \hat{e}_t = (1-d)\, e_t\,, \qquad t = 5, \ldots, 33\,.$$

Die Beziehung (*ii*) ist unmittelbar einsichtig. Gleichung (*i*) besagt dagegen, dass die Studiengebühren nicht steuerlich mindernd wirksam sein sollen, da sie zu den Sonderausgaben für Weiterbildung zählen, deren Abzugsfähigkeit also sehr stark von der individuellen Gestaltung der sonstigen Sonderausgaben abhängt. Mangels der Kenntnis individueller Steuersätze können hier ohnehin auch nur die Steuereffekte für den „durchschnittlichen" Absolventen betrachtet werden. Alle übrigen Annahmen des Abschnitts V.2 werden weiterhin beibehalten.

Zur Analyse der Steuereffekte auf die Bildungsinvestition wird mit drei alternativen Steuersätzen $d = 0,3$, $d = 0,4$ und $d = 0,5$ gerechnet. Für diese Berechnungen sollen hier nicht alle Modifikationen der Zahlungsreihen, Kapitalwertfunktionen und Abhängigkeiten des internen Zinsfußes $\hat{r}^*$ nach Steuern von der Einkommenssteigerungsrate $y$ explizit ausgebreitet werden, wie es für die Investitionsrechnung ohne Steuern in Abschnitt V.2 durch die Abbildungen 4 bis 6 und die Tabelle 4 erfolgt ist. Stattdessen fasst die Tabelle 5 die Abhängigkeiten des internen Zinsfußes $\hat{r}^*$ der Bildungsinvestition nach Steuern vom Steuersatz $d$ und der Einkommenssteigerungsrate $y$ in einer Übersicht zusammen. Daraus wird erkennbar, dass die internen Zinsfüße $\hat{r}^*$ nach Steuern mit steigendem Steuersatz $d$ und bei gegebener Einkommenssteigerungsrate $y$ geringfügig kleiner ausfallen, also von einer Gefahr der Überschätzung der Renditen der Bildungsinvestition ohne Steuern nicht generell die Rede sein kann. Die nur geringfügigen Minderungen von $\hat{r}^*$ gegenüber $r^*$ in Tabelle 4 sind vornehmlich dadurch bedingt, dass die anfänglichen Auszahlungsüberschüsse der Bildungsinvestition in Form der gehaltsmäßigen Opportunitätskosten im Steuerfall kleiner werden und damit den negativen Effekt der später anfallenden und um Steuerzahlungen verminderten und zudem stärker abdiskontierten Einzahlungsüberschüsse auf den Kapitalwert nach Steuern überkompensieren. Hatte man für eine Einkommenssteigerungsrate $y = 4\,\%$ einen internen Zinsfuß von $r^* = 14{,}52\,\%$ vor Steuern, so beträgt er nun bei einem Einkommensteuersatz von $d = 50\,\%$ nach Steuern $\hat{r}^* = 14{,}04\,\%$.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 5*

**Zusammenfassende Übersicht über die internen Zinsfüße $\hat{r}^*$ nach Steuern in Abhängigkeit von $y$ und $d$; für $d = 0$ gilt $\hat{r}^* = r^*$**

| Einkommen-steuersatz $d$[%] | Einkommenssteigerungsrate $y$[%] | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 0 | 18,80 | 17,42 | 16,00 | 14,52 | 12,92 |
| 30 | 18,48 | 17,13 | 15,75 | 14,31 | 12,74 |
| 40 | 18,31 | 16,98 | 15,62 | 14,19 | 12,65 |
| 50 | 18,07 | 16,77 | 15,44 | 14,04 | 12,51 |

## 4. Vergleich von Bildungsrenditen

Um die Investitionseffekte des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengangs für Ingenieure und Naturwissenschaftler mit ähnlichen Ausbildungseffekten anderer Bildungsstudien im Überblick vergleichen zu können, sind in der Tabelle 6 weitere Befunde aus der Literatur zusammengestellt.

*Tabelle 6*

**Empirische Befunde in der Literatur zum investitionstheoretischen Kalkül von Bildungsmaßnahmen**

| Vergleiche | Interne Rendite |
|---|---|
| USA | 6 – 10 (Univ.-St.)(1) |
| Kanada | 10,5 (MBA vs. BEng)(2) |
| Österreich | 9 – 10 (Univ.-St.)(3) |
| Deutschland | 9 – 11(4) |
| Niederlande | 9,2(5) |
| FernUniversität | 14,5 (für $y$ = 4 %) vor Steuern |
| | 14,0 (für $y$ = 4 %) nach Steuern |

(1) Barro 2001 – (2) Dodge / Stager 1972 – (3) Katterl 2001 – (4) Schmidt / Baumgarten 1967 – (5) Canton 2001.

Der internationale Vergleich der internen Renditen von Bildungsmaßnahmen zeigt, dass sowohl die interne Rendite vor Steuern als auch die nach Steuern den wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengang für Ingenieure und Naturwissenschaftler als eine sehr lohnende Investition der Absolventen des Zusatzstudiengangs ausweist. Bei einer allgemeinen wirtschaftlichen Gehaltssteigerungsrate von $y = 4\,\%$ für Diplomingenieure ohne Zusatzstudium und solche mit Zusatzstudium

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

in den Jahren nach der Befragung bis zur Pensionierung beträgt die interne Rendite der Bildungsinvestition rund 14,5 % vor Steuern und 14,0 % nach Steuern. Die allgemeine Gehaltssteigerungsrate von 4 % entspricht durchaus ähnlichen Gehaltssteigerungen, wie sie in den USA und in Kanada für Ingenieure mit dem Bachelor of Engineering zu beobachten waren. Insofern ist die im Vergleich der Tabelle 5 für das Zusatzstudium an der FernUniversität aufgeführte interne Rendite nicht als zu optimistisch einzuschätzen. Methodisch muss man hier aber kritisch anmerken, dass die interne Rendite generell sehr sensitiv gegenüber Veränderungen in der Nettozahlungsreihe ist. Dies gilt allerdings für alle Bildungsprojekte.

## VI. Zusammenfassung

In der vorstehenden Abhandlung ist versucht worden, die Karriere- und Einkommenseffekte der Akademischen Weiterbildung an der FernUniversität in Hagen für den wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengang für Ingenieure und Naturwissenschaftler zu untersuchen. Dabei hat sich herausgestellt, dass nach Abschluss des Zusatzstudiums erhebliche Verbesserungen in den beruflichen Positionen und den Gehaltszahlungen erreicht werden konnten.

Investitionsrechnerische Analysen zeigen, dass das Zusatzstudium als akademische Weiterbildung für die Absolventen eine sehr lohnende Investition darstellt. Dieser Eindruck wird durchaus gestützt durch den internationalen Vergleich von internen Renditen von Ausbildungsmaßnahmen. So verwundert es nicht, dass von den 312 befragten Absolventen in der Gruppe derer, die bei Beginn des Studiums nur ein Diplom in Ingenieur- oder Naturwissenschaften hatten, 68 % ein solches Zusatzstudium auf jeden Fall wieder aufnehmen würden, 27 % sich eher unsicher sind, 5 % aber eine solche Belastung nicht noch einmal auf sich nehmen würden. In der Gruppe derer, die bei Beginn des Studiums bereits promoviert waren, bejahten dagegen 84 % die Frage, ob sie ein solches Zusatzstudium noch einmal beginnen würden; 16 % in dieser Gruppe waren sich eher unsicher, keiner in dieser Gruppe lehnte von vornherein ein solches Ansinnen ab.

## Literatur

*Barro,* R. J. (2001): Human Capital and Growth. In: American Economic Review, Vol. 91, No. 2, S. 12 – 17.

*Bitz,* M.: Investition. In: Bitz, M. / Dellmann, K. / Domsch, M. / Wagner, F.: Vahlens Kompendium der Betriebswirtschaftslehre, Bd. 1, S. 107 – 173.

*Canton,* E. (2001): Should tuition fees be increased? In: cpd Report 2001 / 2, Den Haag.

*Cheeseman Day,* J. / *Newburger,* E. C. (2002): The Big Payoff: Educational Attainment and Synthetic Estimates of Work-Life Earnings. In: U.S. Census Bureau, July 2002, S. 1 – 13.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Dodge,* D. A. / *Stager,* D. A. (1972): Economic Returns to Graduate Study in Science, Engineering and Business. In: Canadian Journal of Economics, V, No. 2, S. 182 – 198.

*Fandel,* G. / *Hoffmann,* H. / *Streubel,* W. (1994): Erfolge, Perspektiven und kritische Aspekte des wirtschaftswissenschaftlichen Fernstudiums an der FernUniversität in Hagen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Ergänzungsheft 2 / 94, S. 281 – 295.

Gesetz über die Errichtung einer FernUniversität in Nordrhein-Westfalen – FUEG – vom 26. 11. 1974. In: Gesetz- und Verordnungsblatt für das Land Nordrhein-Westfalen, Jahrgang 1974.

*Hofmann-Broll,* U. (2002): Das Studium nach dem Diplom, Ergebnisse einer Befragung der Absolventinnen und Absolventen des wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiums für „Ingenieure und Naturwissenschaftler", Zentrum für Fernstudienentwicklung, FernUniversität in Hagen, Hagen.

*Katterl,* A. (2001): Renditen der Universitätsausbildung. In: Publikationen des Bundesministeriums für Finanzen, Working Papers 6 / 2001, Wien, Oktober 2001.

*McMahon,* W.W. (1997): Conceptual Framework for Measuring the Total Social and Private Benefits of Education. In: International Journal of Educational Research, Vol. 27, No. 6, S. 453 – 481.

*o.V* (1997): Diplomprüfungsordnung für das wirtschaftswissenschaftliche Zusatzstudium für Ingenieure und Naturwissenschaftler, FernUniversität in Hagen, Hagen.

*o.V.* (2004): Studierendenstatistik, Entwicklung der Studierenden WS 1975 / 76 – WS 2001 / 02, FernUniversität in Hagen, Hagen.

*Schmidt,* K.-D. / *Baumgarten,* P. (1967): Berufliche Ausbildung und Einkommen. In: Ott, A. (Hrsg.): Theoretische und empirische Beiträge zur Wirtschaftsforschung, Tübingen.

*Schultz,* T. W. (1959): Investment in Man, An Economist's View. In: The Social Service Review, XXXIII, 2, June1959, 109 – 117.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Die bildungspolitische Funktion der Arbeitsverwaltung im Spannungsfeld von betriebswirtschaftlicher Logik und gesamtgesellschaftlicher Verantwortung

Von *Jutta Allmendinger, Christian Ebner* und *Martin Schludi,* Nürnberg

## I. Einleitung

Nach wie vor befindet sich Deutschland, wie andere hoch entwickelte Industrienationen auch, auf dem Weg in die Dienstleistungs- und Wissensgesellschaft. Diese Entwicklung wird auch in Zukunft mit einer Zunahme des Bedarfs an hoch qualifizierten Arbeitskräften einhergehen. Auf der anderen Seite geht die Zahl der Arbeitsplätze mit eher geringen Qualifikationsanforderungen tendenziell zurück (*Reinberg & Hummel* 2002). Bereits heute haben Personen ohne Berufsabschluss ein enorm hohes Arbeitslosigkeitsrisiko: Die Arbeitslosenquote für Personen ohne abgeschlossene berufliche Ausbildung betrug im Jahr 2004 für Gesamtdeutschland 24,6 Prozent, für Ostdeutschland sogar 51,4 Prozent (Westdeutschland: 21,7 %). Personen, die einen Lehr- bzw. Fachschulabschluss besitzen, wiesen 2004 in Gesamtdeutschland eine Arbeitslosenquote von 9,9 Prozent auf und Personen mit Fach- / Hochschulabschluss von lediglich 4,0 Prozent (*Reinberg & Hummel* 2005). Jahr für Jahr erwirbt eine Besorgnis erregende Zahl von Abgängern aus allgemein bildenden Schulen keinen Hauptschulabschluss[1]. Für diese Population gestaltet sich der Übergang in ein Ausbildungsverhältnis besonders schwierig, da die Betriebe diese Jugendlichen vielfach als nicht ausbildungsfähig erachten und in nicht ausreichendem Umfang entsprechende Lehrstellen zur Verfügung stellen.

Auch investieren deutsche Unternehmen nur unzureichend in die Förderung der betrieblichen Weiterbildung. Im Vergleich zu anderen EU Ländern nimmt in Deutschland nur ein unterdurchschnittlicher Anteil der Arbeitnehmer an betrieblichen Lehrveranstaltungen teil (*Grünewald, Moraal & Schönfeld* 2003). Zudem variieren die Beteiligungsquoten je nach Ausgangsqualifikation der Teilnehmer erheblich: Nach Angaben aus dem IAB Betriebspanel haben im ersten Halbjahr 2003 31 Prozent aller qualifizierten Angestellten in Westdeutschland sowie 20 Prozent

[1] Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes (http://www.destatis.de/basis/d/biwiku/schultab16.php) hatten im Schuljahr 2002/2003 nahezu 10 Prozent der Abgänger aus allgemein bildenden Schulen keinen Hauptschulabschluss.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aller Facharbeiter eine betriebliche Weiterbildungsmaßnahme absolviert, jedoch nur 13 Prozent aller einfachen Angestellten sowie lediglich 10 Prozent aller ungelernten Arbeiter. In Ostdeutschland ist diese Spreizung sogar noch stärker ausgeprägt.

Die Schnittstellen zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem werden in der empirischen Bildungsforschung bislang zu einseitig unter Verweis auf die Institutionen des Bildungssystems und des Arbeitsmarktes modelliert und diskutiert. Ein solcher Zugang greift zu kurz, da die Arbeitsverwaltungen in diesem Prozess ein Akteur eigener Art sind. So hat die Bundesagentur für Arbeit (BA) in Deutschland laut Sozialgesetzbuch III (SGB III) den Auftrag, zu einem hohen Beschäftigungsstand beizutragen und bietet im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik vielfältige Erst- und Weiterbildungsmaßnahmen an. Diese zielen gerade auf solche Personen ab, die weder über die klassischen Institutionen des Bildungssystems noch über die betrieblichen Systeme der Aus- und Weiterbildung ausreichend qualifiziert worden sind.

Die Politik der Arbeitsverwaltung und deren Veränderung über die Zeit muss somit in jede Betrachtung der Übergänge zwischen Bildung, Ausbildung und Beschäftigung, sowie Übergänge zwischen Arbeitslosigkeit und Beschäftigung einbezogen werden. Dies gilt insbesondere für bildungsarme Jugendliche.

Im Folgenden geben wir zunächst einen Überblick über die Aktivitäten der Bundesagentur für Arbeit im Bereich von Bildung und Ausbildung. Im Anschluss fragen wir nach Erklärungen für deutlich sichtbare Veränderungen und gehen insbesondere auf Fragen der Nachhaltigkeit und der Finanzierung ein. Wir schließen mit einer Diskussion des Aussteuerungsbetrags, welcher den Einsatz beruflicher Fortbildungsmaßnahmen steuern dürfte und dies jenseits von Fragen nach der Effizienz des Einsatzes bzw. der Finanzierungsgrundlage.

## II. Überblick über die arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen der beruflichen Erst- und Weiterbildung

Mehrere Instrumente der aktiven Arbeitsmarktpolitik zielen auf die berufliche Erst- und Weiterbildung. Solche Qualifizierungsmaßnahmen sind im dritten Sozialgesetzbuch geregelt.

Einige arbeitsmarktpolitische Instrumente, wie die „berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen“, „die Berufsausbildung Benachteiligter“ oder die „Berufsausbildungsbeihilfe“, haben insbesondere die Gruppe der Jüngeren unter 25 Jahre zum Ziel und sollen deren berufliche Erstqualifizierung unterstützen. Im Folgenden (Kapitel II.1) wird dargestellt, wie sich die Teilnehmerzahlen und die Ausgabenvolumina für diese Instrumente in den letzten Jahren entwickelt haben und welche weiteren nicht beitragsfinanzierten Qualifizierungsmaßnahmen für Jugendliche in der Vergangenheit eingesetzt wurden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Andere arbeitsmarktpolitische Instrumente widmen sich explizit der beruflichen Weiterbildung und Umqualifizierung. Angestrebt wird hier eine möglichst nahtlose und dauerhafte Eingliederung von Arbeitslosen in den ersten Arbeitsmarkt. Quantitativ bedeutsame Instrumente sind hierbei die „Förderung der beruflichen Weiterbildung" und „Trainingsmaßnahmen", deren Entwicklung in quantitativer und finanzieller Hinsicht ebenfalls nachfolgend dargelegt wird (Kapitel II.2).

### 1. Maßnahmen der Berufsvorbereitung und beruflichen Erstqualifizierung Jugendlicher

Wie schon im Jahr zuvor war die Situation auf dem Lehrstellenmarkt am Ende des Vermittlungsjahres 2005 angespannt. Knapp 41.000 der gemeldeten Bewerber auf Ausbildungsstellen waren Ende September 2005 noch nicht vermittelt, etwa 13.000 Ausbildungsstellen konnten bis zu diesem Zeitpunkt nicht besetzt werden. Damit belief sich die rechnerische Lehrstellenlücke auf etwa 28.000 und war somit nur geringfügig kleiner als im Vorjahr. Viele Jugendliche, die sich an die Berufsberatung wenden und eine Berufsausbildung anstreben, erhalten dort jedoch gar nicht erst den Status eines Bewerbers, da sie den generellen Anforderungen einer Berufsausbildung auf dem unteren Niveau anerkannter Ausbildungsberufe nicht genügen (*Müller-Kohlenberg, Schober & Hilke* 2005:21). Selektionskriterien sind grundlegende kognitive, soziale und persönliche Dispositionen der Jugendlichen, psychische und physische Belastbarkeit, aber auch Merkmale allgemeiner Bildungs- und Arbeitsfähigkeit sowie schulische Basiskenntnisse. Die PISA-Studien belegen für Deutschland ein hohes Maß an Kompetenzarmut in den Bereichen Lesen, Mathematik und Naturwissenschaften. Die Ergebnisse der letzten internationalen PISA 2003-Studie (*OECD* 2004) zeigen, dass in Deutschland erneut ein hoher Anteil der untersuchten Schüler (circa 22 %) im Bereich Lesen nicht über die unterste von 5 möglichen Kompetenzstufen hinauskommt. Damit liegt Deutschland schlechter als der Durchschnitt der EU 15-Länder (18 %). Über 9 Prozent der Schüler erreichen in Deutschland nicht einmal Kompetenzstufe I und können als funktionale Analphabeten bezeichnet werden (EU 15-Durchschnitt: 6,3 %). Lesekompetenz ist unabdingbare Voraussetzung für Lernprozesse, die auf schriftlichen Unterlagen basieren und somit auch Voraussetzung für den erfolgreichen Abschluss einer Lehre.

Im Rahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik der Bundesagentur für Arbeit existieren mehrere Maßnahmen, die Jugendliche entweder zur Aufnahme einer Berufsausbildung befähigen sollen oder diese bei der beruflichen Ausbildung direkt unterstützen. Mit „berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen (bvB)" (§ 61 SGB III) versucht die Bundesagentur für Arbeit, Jugendliche „ausbildungsfähig" zu machen und ihnen den Zugang zu Ausbildung oder Arbeit zu ermöglichen. Bis September 2004 mündeten Jugendliche in folgende bvB ein: „Maßnahmen zur Verbesserung beruflicher Bildungs- und Eingliederungschancen (BBE)" sollten durch berufsvorbereitende und -orientierende, sozialpädagogisch unterstützte Lehrgänge die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Voraussetzungen Jugendlicher für die Aufnahme einer Berufsausbildung verbessern sowie deren Persönlichkeit stabilisieren. In so genannten „tip-Lehrgängen" (tip = testen, informieren, probieren) sollte die Bereitschaft der Jugendlichen für die Aufnahme einer beruflichen Ausbildung oder Arbeitnehmertätigkeit geweckt oder gefördert werden und „Grundausbildungslehrgänge" boten eine berufszielgerichtete Vorbereitung an. „Förderlehrgänge" richteten sich an behinderte Menschen, die noch nicht für eine Berufsausbildung in Betracht kamen, aber in einer Werkstatt für Behinderte unterfordert gewesen wären (*Bundesagentur für Arbeit* 2004: 98).

Mit dem neuen Fachkonzept der BA wurden diese vier Maßnahmekategorien im Herbst 2004 aufgelöst und ein noch stärker auf die einzelne Person konzentriertes Förderprogramm entwickelt (Berufsbildungsbericht 2005: 201 ff.). Zu Beginn der berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahme durchlaufen Jugendliche nun eine „Eignungsanalyse" (Dauer: bis 2 Wochen) mit dem Ziel einer realistischen Einschätzung von Berufswunsch, persönlichen Stärken und Schwächen. In der darauf folgenden „Grundstufe" soll der bvB-Teilnehmer dann eine Berufswahlentscheidung treffen und die erforderlichen persönlichen Fähigkeiten für die Aufnahme einer Ausbildung oder Arbeit erlernen (Dauer einschließlich Eignungsanalyse: maximal 6 Monate). Verfügt der Jugendliche nach der Grundstufe noch nicht über die erforderliche Ausbildungs- oder Beschäftigungsfähigkeit, ist eine weitere vorberufliche Qualifizierung in der „Förderstufe" vorgesehen (Dauer: maximal 3 Monate, für Menschen mit Behinderung maximal 5 Monate). Gelingt ein Übergang in berufliche Ausbildung oder Arbeit hiernach nicht, können die beruflichen Handlungskompetenzen in einer „Übergangsqualifizierung" weiter ausgebaut werden. Die maximale Förderdauer in bvB beträgt insgesamt 10 Monate, bei jungen Menschen mit Behinderung maximal 11 Monate[2]. Während der gesamten Dauer der bvB werden Qualifizierungspläne erstellt und Zielvereinbarungen mit den Teilnehmern getroffen sowie Eingliederungserfolge dokumentiert („Bildungsbegleitung").

Angesichts eines restriktiven Ausbildungsstellenmarktes und unzureichenden Qualifikationen Jugendlicher findet man junge Ausbildungssuchende außer in den eben beschriebenen beitragsfinanzierten berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen der BA auch in steuerfinanzierten schulischen Ergänzungsangeboten. Solche schulischen berufsvorbereitenden Maßnahmen sind das Berufsvorbereitungsjahr (BVJ), das Berufsgrundbildungsjahr (BGJ) und die Berufsfachschule, die berufliche Grundbildung vermittelt. Zwischen 1999 und 2003 zeigte sich ein kontinuierlicher Anstieg von Teilnehmern an solchen „Vorausbildungen" (vgl. Abbildung 1). Im Jahr 2003 befanden sich sogar über 400.000 Jugendliche in diesen Maßnahmen, deren Zeiten meist nicht auf die spätere Lehre angerechnet werden. Im Jahresdurchschnitt 2003 waren in Deutschland bei den Agenturen für Arbeit etwa

[2] Jugendliche mit Behinderung, die ausschließlich das Ziel einer Arbeitsaufnahme (und nicht die Aufnahme einer Ausbildung) haben, können bis zu 18 Monate in einer berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahme gefördert werden.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

516.000 Jugendliche arbeitslos gemeldet. Würde man auch diejenigen Jugendlichen als arbeitslos betrachten, die in berufsvorbereitende Maßnahmen vermittelt wurden, dann wäre der Bestand an arbeitslosen Jugendlichen nahezu doppelt so hoch anzusetzen. Es ist in der Vergangenheit also insbesondere bei der Gruppe der Jüngeren eine starke Entlastung des Arbeits- und Ausbildungsstellenmarktes durch berufsvorbereitende Maßnahmen eingetreten.

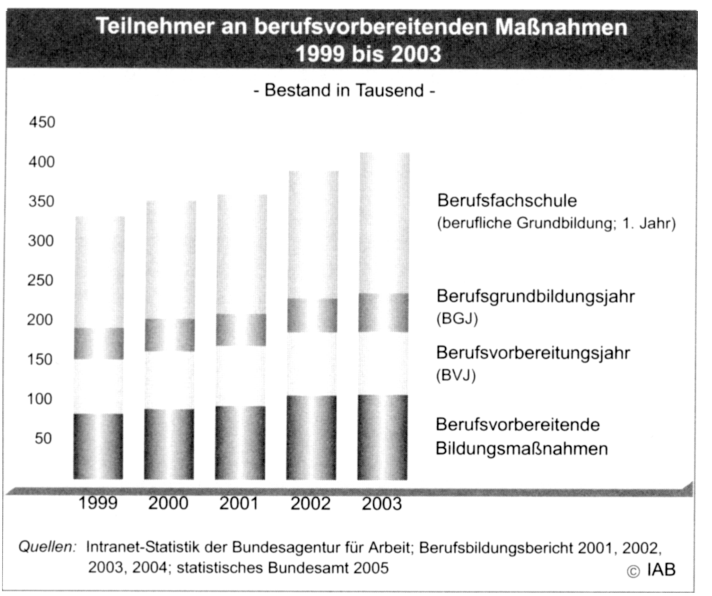


Abbildung 1

Jugendliche treten jedoch nicht nur im Vorfeld von Berufsausbildungen in Maßnahmen ein, sondern erhalten auch direkt Unterstützung bei der Berufsausbildung. So fördert die Bundesagentur für Arbeit beitragsfinanziert „Benachteiligte" (§ 241 SGB III). Der Begriff Benachteiligte wird sehr unterschiedlich verwendet und interpretiert. Benachteiligung kann sich auf individuelle- und soziale Benachteiligung, aber auch auf Marktbenachteiligung, wie sie vor allem in den neuen Bundesländern verstärkt auftritt, beziehen (*Dietrich* 2001: 8). Junge Menschen absolvieren im Rahmen dieser Maßnahme Berufsausbildungen in außerbetrieblichen Einrichtungen oder erhalten ausbildungsbegleitende Hilfen in Form von Unterricht zum Abbau von Sprach- und Bildungsdefiziten sowie sozialpädagogische Begleitung.

Jugendliche in einer Ausbildung oder berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahme haben unter bestimmten Umständen zudem Anspruch auf eine Geldleistung, die so genannte „Berufsausbildungsbeihilfe" (BAB), falls „... ihnen die erforderlichen



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Mittel zur Deckung des Bedarfs für den Lebensunterhalt, die Fahrkosten, die sonstigen Aufwendungen und die Lehrgangskosten (Gesamtbedarf) nicht anderweitig zur Verfügung stehen" (§ 59 SGB III).

Wie Abbildung 2 zeigt, nahm der jahresdurchschnittliche Bestand Jüngerer, die Berufsausbildungsbeihilfe bekamen seit dem Jahr 2000 (104.000 Personen) deutlich zu (2004: 171.000 Personen). Auch die Zahl der Personen in berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen war 2004 (98.000 Personen) höher als noch im Jahr 2000 (89.000 Personen), jedoch niedriger als im Vorjahr 2003 (108.000 Personen). Der jahresdurchschnittliche Bestand der Teilnehmer an Maßnahmen der Berufsausbildung Benachteiligter ist im Jahr 2004 mit 124.000 wieder etwa auf das Niveau von 2000 gefallen. Insgesamt gab die BA für diese drei speziellen Maßnahmen für Jüngere im Jahr 2004 etwa 2,1 Mrd. € und damit etwas weniger als im Vorjahr 2003 (rd. 2,2 Mrd. €) aus (Abbildung 3).

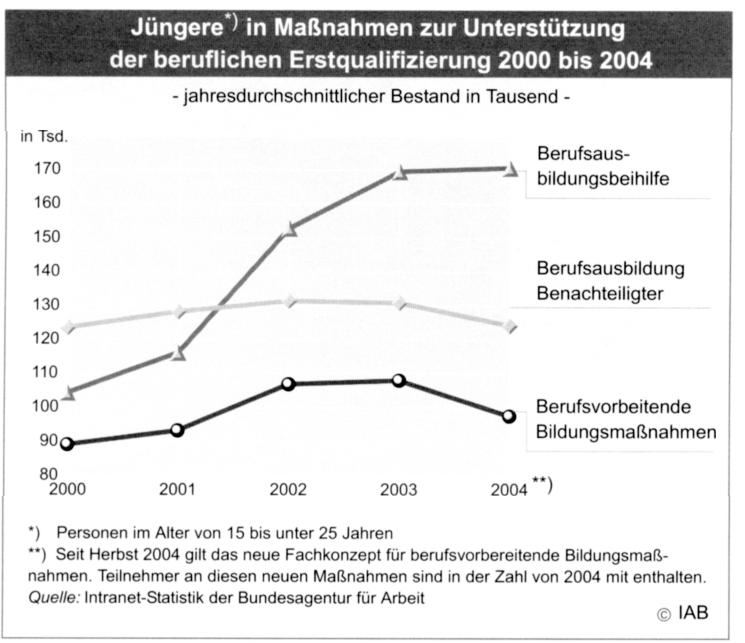


Abbildung 2

Neben diesen „klassischen" Maßnahmen kamen in den letzten Jahren neue zeitlich befristete Instrumente zur Unterstützung Jugendlicher zum Einsatz.

Unmittelbar nach dem Regierungswechsel im Herbst 1998 beschloss die neu gewählte Bundesregierung das Sofortprogramm zum Abbau der Jugendarbeitslosigkeit („JUMP"), bei dessen Konzeption weitgehend auf Maßnahmekomponenten

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

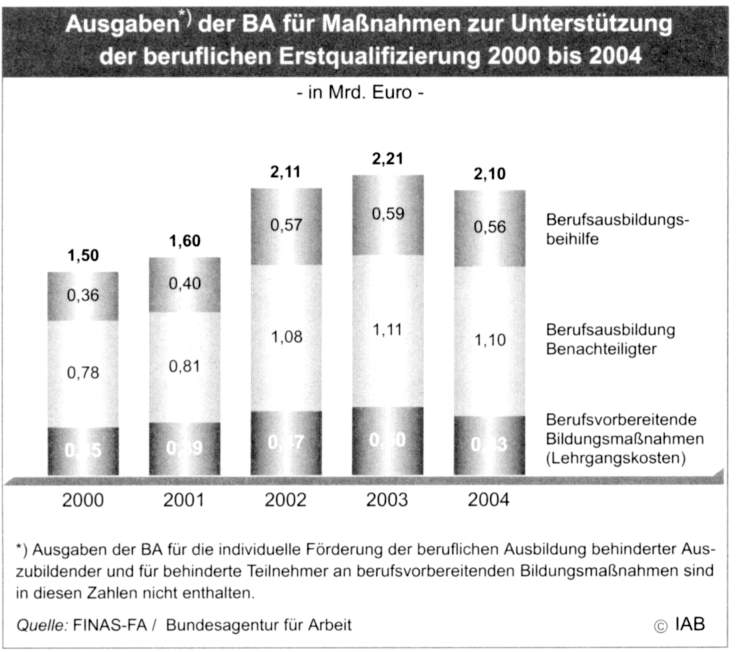


Abbildung 3

der SGB III Förderung zurückgegriffen wurde. Das Jugendsofortprogramm trat zum 1. 1. 1999 in Kraft und war bis Ende 2003 befristet. Bei „JUMP" handelte es sich um ein sehr heterogen ausgestaltetes Instrument, das „. . .Maßnahmen der Ausbildungsvorbereitung, der außerbetrieblichen Ausbildung, der beruflichen Fort- und Weiterbildung, der Integration in Beschäftigung am ersten und zweiten Arbeitsmarkt sowie Maßnahmen der Aktivierung Jugendlicher mit besonderem Förderbedarf. . . " umfasste (*Dietrich* 2003: 4). Das Jugendsofortprogramm ergänzte das im SGB III geregelte Angebot der BA im Bereich der Jugendförderung in hohem Umfang. Abbildung 4 zeigt die Höhe und Entwicklung der jahresdurchschnittlichen Bestände an Jugendlichen, die an diesem Förderprogramm teilgenommen haben. Im letzten Förderjahr (2003) betrug der jahresdurchschnittliche Bestand an Jugendlichen über 75.000. Da Jugendliche bis Ende 2003 in JUMP-Maßnahmen eingetreten sind, waren auch im Jahr 2004 noch Jugendliche in diesen Maßnahmen zu finden. Der jahresdurchschnittliche Bestand im Jahr 2004 belief sich noch auf etwa 38.000. Dem Haushalt der BA stand in den Jahren 1999 bis 2003 jeweils rund 1 Mrd. € für das Sofortprogramm zur Verfügung, finanziert wurde es durch Bundeszuschüsse sowie aus Mitteln des Europäischen Sozialfonds.

Vom 1. Juli 2003 bis Ende 2004 knüpfte der Bund mit „Jump-Plus" an das mit dem Jahr 2003 auslaufende Jugendsofortprogramm JUMP an. Die Förderung im



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Rahmen von Jump-Plus erreichte jedoch quantitativ bei weitem nicht das Niveau des vormaligen Jugendsofortprogramms. Der jahresdurchschnittliche Bestand an Jugendlichen in Jump-Plus belief sich im Jahr 2004 auf etwa 26.000 Jugendliche.

Ein relativ neues Förderinstrument stellen die im Rahmen des Ausbildungspaktes vom 16. 6. 2004 zwischen Bundesregierung und Wirtschaft vereinbarten Einstiegsqualifizierungen für Jugendliche (EQJ) dar. Bei diesem Qualifizierungsinstrument absolvieren Jugendliche ein betriebliches Praktikum und erhalten ergänzend Berufsschulunterricht. Sie sollen damit an eine Berufsausbildung herangeführt werden und erhalten eine Vergütung. Die Spitzenverbände der Wirtschaft sicherten zu, jährlich 25.000 dieser Einstiegsqualifizierungen bereitzustellen.

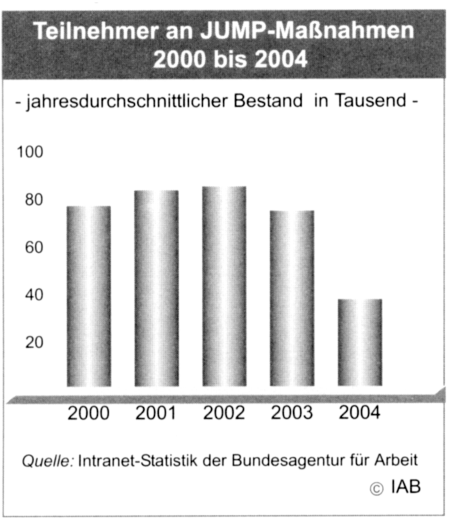


Abbildung 4

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass ein ungenügendes Angebot an Ausbildungsplätzen, gestiegene Qualifikationsanforderungen an Jugendliche und insbesondere hohe Kompetenzarmut bei jungen Menschen zu einem quantitativ gewaltigen und kostenintensiven Apparat von „Reparaturmaßnahmen" führt. Die Bundesagentur für Arbeit nimmt sich hierbei vor allem der bildungs- und kompetenzarmen sowie der benachteiligten Jugendlichen an.

## 2. Berufliche Weiterbildung und Trainingsmaßnahmen

Die Bundesagentur für Arbeit spielt nicht nur bei Übergängen von Jüngeren in den Ausbildungsmarkt eine bedeutende Rolle. In Weiterbildungs-, Umschulungs-

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

und Trainingsmaßnahmen wird versucht, die Arbeitsmarktchancen von Arbeitslosen und von Arbeitslosigkeit Bedrohten zu verbessern, indem in deren Humankapital investiert wird oder diese auf neue berufliche Aufgaben vorbereitet werden.

Das Instrument mit dem höchsten durchschnittlichen Teilnehmerbestand im Jahre 2004 (circa 184.000 Personen) war die so genannte „Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW)" (§§ 77 bis 87 SGB III). Arbeitslose, von Arbeitslosigkeit Bedrohte oder Personen ohne Berufsabschluss können im Rahmen dieser Maßnahmen gefördert werden, um dem qualifikationsspezifischen Arbeitskräftebedarf der Wirtschaft besser zu entsprechen. Mit etwa 80 Prozent war der Großteil der Teilnehmer an FbW-Maßnahmen vor der Maßnahme arbeitslos, in etwa 20 Prozent der Fälle wurde versucht, Arbeitslosigkeit vorzubeugen. Etwa zwei Drittel der Maßnahmeteilnehmer hatte bereits eine abgeschlossene Berufsausbildung.

Die Weiterbildungsmaßnahmen werden von speziellen Bildungsträgern durchgeführt, die von externen fachkundigen Stellen „zertifiziert" sind. Nach § 85 SGB III (2) ist die Dauer einer FbW-Maßnahme „. . .angemessen, wenn sie sich auf den für das Erreichen des Bildungsziels erforderlichen Umfang beschränkt." Die durchschnittliche Dauer von FbW-Maßnahmen lag innerhalb des Beobachtungszeitraums 2000 bis 2004 bei 258 Tagen (*Biewen* et al. 2004: 67).

Das Qualifizierungsinstrument „Trainingsmaßnahmen" weist mit fast 95.000 Personen im Jahr 2004 den zweithöchsten jahresdurchschnittlichen Teilnehmerbestand auf. Die Maßnahmedauer der Trainingsmaßnahmen ist mit durchschnittlich 34 Tagen (Beobachtungszeitraum 2000 bis 2004) verglichen mit den FBW-Maßnahmen extrem kurz (*Biewen* et al. 2004: 67) und die Kosten sind auch unter Kontrolle der Maßnahmedauer vergleichsweise gering. Mit Hilfe dieses Instrumentes sollen die Eingliederungsaussichten von Arbeitslosen verbessert werden. Neben der Feststellung der Eignung für bestimmte berufliche Tätigkeiten werden im Rahmen dieser Maßnahmen auch zusätzliche Qualifikationen vermittelt, sowie gegebenenfalls die Arbeitsbereitschaft und -fähigkeit der Maßnahmenteilnehmer geprüft (§§ 48 – 52 SGB III). Trainingsmaßnahmen können sowohl bei einem Bildungsträger als auch in einem Betrieb durchgeführt werden.

Betrachtet man die Entwicklung der FbW-Maßnahmen und Trainingsmaßnahmen in den letzten Jahren, so wird deutlich, dass die kurzen Trainingsmaßnahmen stark an Bedeutung gewonnen haben, während die teureren und weit länger andauernden FbW-Maßnahmen an Bedeutung verloren haben. Bereits im Jahr 2001 traten mehr Personen in Trainingsmaßnahmen ein als in FbW-Maßnahmen (Abbildung 5). Im Jahr 2004 konnten nahezu 1,2 Millionen Eintritte in Trainingsmaßnahmen gezählt werden, während es bei den FbW-Maßnahmen im gleichen Jahr nur etwa 185.000 waren. Dennoch ist aufgrund der langen Dauer der Bestand an FbW-Teilnehmern im Jahr 2004 noch immer fast doppelt so groß wie jener der Teilnehmer an Trainingsmaßnahmen (Abbildung 6).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

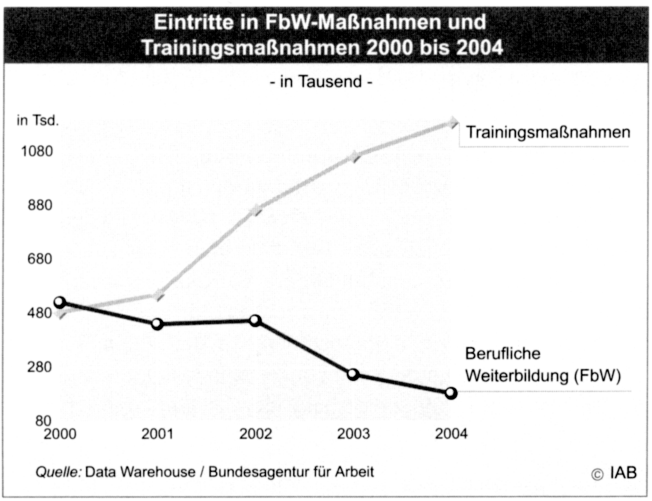


Abbildung 5

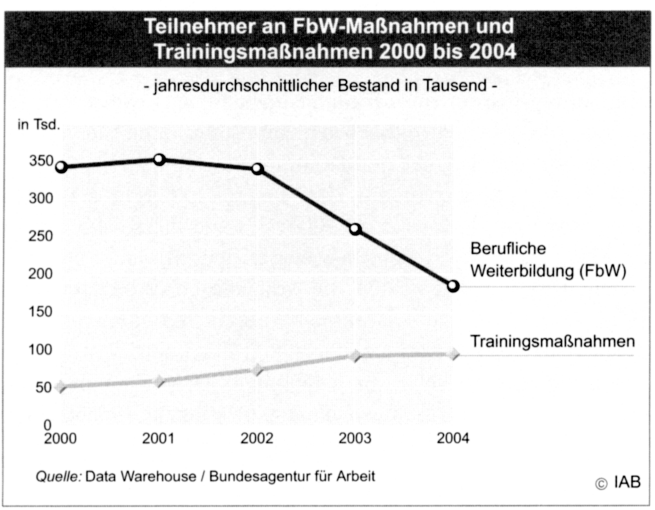


Abbildung 6

Der starke Rückgang von FbW in den letzten Jahren schlägt sich auch deutlich in den Ausgaben der BA für Weiterbildung nieder. Im Jahr 2004 gab die BA für FbW-Maßnahmen circa 1,4 Mrd. €, für Trainingsmaßnahmen etwa 0,5 Mrd. € und somit insgesamt knapp 2 Mrd. € aus. Im Jahre 2001 lagen die Ausgaben für FbW noch bei rd. 2,8 Mrd. €, für Trainingsmaßnahmen bei 0,35 Mrd. € und die Gesamtausgaben damit bei über 3 Mrd. € (siehe Abbildung 7).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

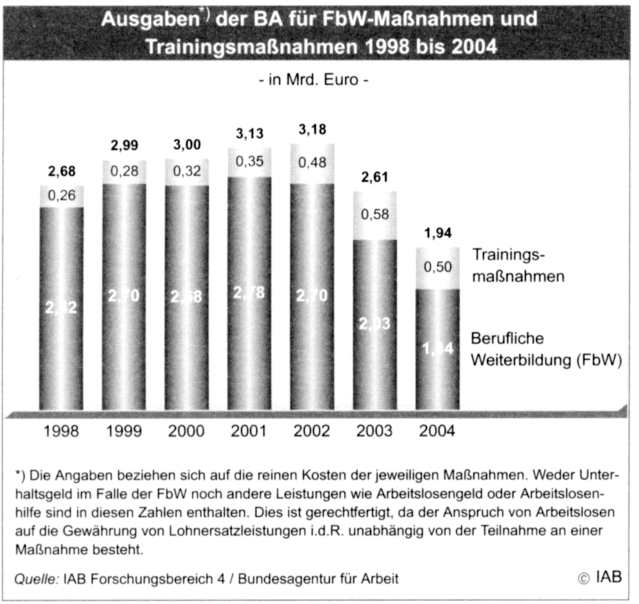


Abbildung 7

Konnte für die Gruppe der Jüngeren, also Personen unter 25 Jahren, oben bei berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen und der Benachteiligtenförderung nur ein leichtes Fallen der Teilnehmerzahlen von 2003 auf 2004 festgestellt werden, zeigt sich bei der beruflichen Weiterbildung dieser Personengruppe ein anderes Bild: die Zahl der Jüngeren in Maßnahmen beruflicher Weiterbildung sinkt seit 2001 kontinuierlich und deutlich. Gleichzeitig steigt aber die Teilnahme an Trainingsmaßnahmen an. Der jahresdurchschnittliche Bestand an Jüngeren in FbW-Maßnahmen im Jahr 2004 betrug aber – ebenso wie der Bestand Jugendlicher in Trainingsmaßnahmen – lediglich etwa 21.000 Personen (Abbildung 8). Die BA fördert Jugendliche also verstärkt im Bereich der beruflichen Erstbildung.

## III. Kritische Würdigung arbeitsmarkpolitischer Maßnahmen der Erst- und Weiterbildung

Wie im vorangegangenen Abschnitt deutlich wurde, kam es in den letzten Jahren zu mitunter erheblichen Veränderungen in Umfang und Struktur der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen im Bereich der beruflichen Erst- und Weiterbildung. Diese Veränderungen sind mindestens teilweise als Reaktion auf die verbreitete öffentliche Kritik an den Kosten und der Effizienz dieser Förderprogramme zu werten. Im Folgenden soll diskutiert werden, inwieweit diese Kritik empirisch

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

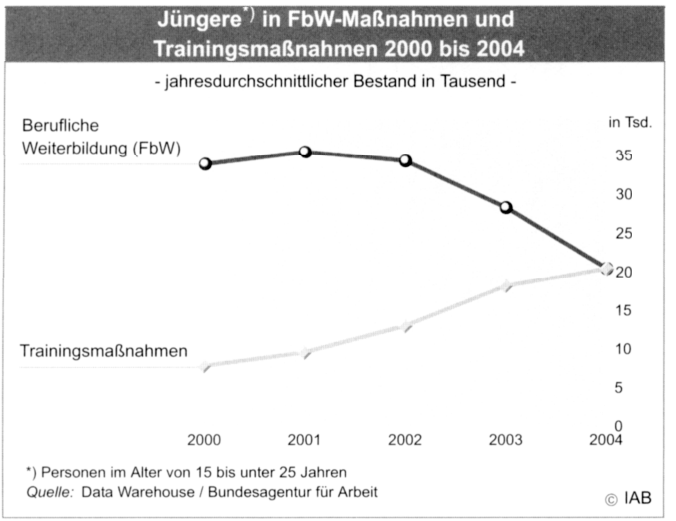


Abbildung 8

fundiert ist. Vor diesem Hintergrund werden bestehende Fehlsteuerungen im jetzigen System sowie mögliche Ansatzpunkte für eine Reform desselbigen aufgezeigt.

## 1. Nachhaltigkeit und Erfolg von Qualifizierungsmaßnahmen

Angesichts der hohen Arbeitslosigkeit in Deutschland erstaunt es nicht, dass die Wirksamkeit von Qualifizierungsmaßnahmen in der öffentlichen Diskussion gelegentlich in Zweifel gezogen wird. So kritisiert beispielsweise die Bundesvereinigung der Deutschen Arbeitgeberverbände, dass deren Beitrag zur Wiedereingliederung von Arbeitslosen in reguläre Beschäftigung „erschreckend gering" sei, da die öffentlich geförderte Weiterbildung „zu häufig ‚am Markt vorbei' qualifiziere" (*BDA* 2005). Eine aktuelle Untersuchung von *Lechner, Miquel* und *Wunsch* (2005; 2005a) zur Wirksamkeit von Weiterbildungs- und Umqualifizierungsmaßnahmen für Westdeutschland und Ostdeutschland stellt demgegenüber fest, dass die langfristigen Effekte durchaus positiv sind. Der Untersuchungszeitraum erstreckte sich für Westdeutschland von 1991 bis 1997 und umfasste somit etwa sieben Jahre. Untersucht wurden kürzere Weiterbildungsmaßnahmen mit einer Dauer von unter sechs Monaten, Weiterbildungsmaßnahmen mit einer Dauer von über sechs Monaten sowie Umqualifizierungsmaßnahmen, die typischerweise etwa 21 Monate bis zwei Jahre andauerten. Standen die Teilnehmer dem Arbeitsmarkt während dieser Maßnahmen aufgrund eingeschränkter Jobsuch-Aktivität faktisch nicht zur Verfügung, so zeigte sich für die Teilnehmer an Umqualifizierungsmaßnahmen im Vergleich zur Kontrollgruppe, die an keiner Maßnahme teilgenommen hatte, drei

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Jahre nach Maßnahmebeginn ein deutlich positiver Beschäftigungseffekt. Ein positiver Effekt ähnlicher Größe trat – ebenfalls im Vergleich zur Kontrollgruppe, die an keiner Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen hatte – bereits nach neun Monaten auch für Teilnehmer an den kürzeren Weiterbildungsmaßnahmen auf sowie nach etwa 18 Monaten für Teilnehmer an den länger andauernden Weiterbildungsmaßnahmen. Bei langfristiger Betrachtung (nach sieben Jahren) zeigten sich sehr deutliche Auswirkungen: Die Maßnahme der Umqualifizierung, die die höchste Dauer aufweist, erhöhte die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung im Vergleich mit der Kontrollgruppe ohne Maßnahme um 10 bis 15 Prozentpunkte. Bei den kürzeren (unter sechs Monate) und längeren Weiterbildungsmaßnahmen (über 6 Monate) war hingegen eine geringere Zunahme von 5 bis 9 Prozent zu erkennen. Zudem haben Teilnehmer an einer Umqualifizierungsmaßnahme nach sieben Jahren im Vergleich zur Kontrollgruppe ein um etwa 400 bis 500 € höheres Gehalt erzielt. Das Gehalt der Teilnehmer an kürzerer und längerer Weiterbildung entwickelte sich ebenfalls vergleichsweise positiv, lag jedoch circa 250 € unter dem der Teilnehmer an Umqualifizierungsmaßnahmen. Für Ostdeutschland konnten ähnliche Effekte festgestellt werden: Bei allen drei Maßnahmegruppen war gegenüber der Kontrollgruppe ohne Maßnahme nach acht Jahren sowohl die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit als auch das Gehalt höher. Besonders deutlich war der Effekt bei ostdeutschen Frauen, die an Umschulungen teilgenommen hatten: Die Wahrscheinlichkeit nach acht Jahren eine Beschäftigung gefunden zu haben, lag um 25 Prozent höher als bei der entsprechenden Kontrollgruppe.[3]

Während für Weiterbildungsmaßnahmen eine gute Datenbasis und auch aussagekräftige Ergebnisse zu deren Wirksamkeit existieren, ist dies für Maßnahmen der beruflichen Erstqualifizierung Jüngerer bislang leider kaum der Fall. Eine Ausnahme bildet die Evaluation der JUMP-Maßnahmen. Es zeigte sich, dass etwa 10 Prozent der Jugendlichen, die in den Förderjahren 1999 und 2000 in eine JUMP-Maßnahme eingetreten waren, direkt nach der Maßnahme eine reguläre betriebliche Ausbildung begannen und knapp 6 Prozent eine schulische Berufsausbildung. Ein Fünftel fand direkt nach der JUMP-Förderung den Zugang zu einer Beschäftigung auf dem ersten Arbeitsmarkt, ein weiteres Fünftel der Absolventen begann unmittelbar nach der JUMP-Förderung eine weitere Maßnahme. Etwa jeder dritte Jugendliche war direkt nach Abschluss der Maßnahme arbeitslos. 8 Prozent schließlich standen dem Ausbildungs- bzw. Arbeitsmarkt nicht zur Verfügung (*Dietrich* 2001: 26). Da beim Übergang von Maßnahmen in den Ausbildungs- bzw. Arbeitsmarkt Suchphasen und Wartezeiten zu berücksichtigen sind, sollte auch der langfristige Verbleib der Maßnahmeteilnehmer untersucht werden. Daten stehen derzeit aber nur für den Erwerbsstatus sechs Monate nach Abschluss der JUMP-Förderung zur Verfügung: Während sich der Anteil der arbeitslosen Jugendlichen

[3] Ein solcher positiver Effekt lässt sich allerdings für ostdeutsche Männer nicht nachweisen, da dort viele Arbeitslose zu Beginn der 90er Jahre in Bauberufe umgeschult wurden und daher vom Mitte der 90er Jahre einsetzenden Zusammenbruch der Bauindustrie in den neuen Ländern massiv betroffen waren.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nun auf ein Viertel der Abgänger reduziert hatte, stieg der Anteil der Abgänger in Erwerbstätigkeit sowie in betriebliche Ausbildung weiter an.[4]

Über die langfristigen Auswirkungen von berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen, die Jugendliche zur Aufnahme einer Berufsausbildung befähigen oder motivieren sollen, kann an dieser Stelle noch keine eindeutige Aussage getroffen werden, denn leider gibt es bis heute „...kaum zuverlässige Daten, welche die Übergänge der Jugendlichen nach der Maßnahme dokumentieren" (*Geßner* 2003: 179).[5] Zum einen ist es sicherlich vorstellbar, dass berufsvorbereitende Maßnahmen, deren Zeiten nicht auf die spätere Lehre angerechnet werden, die Chancen auf einen Ausbildungsplatz erhöhen. Auf der anderen Seite könnten Jugendliche, die vor ihrer Berufsausbildung eine oder mehrere berufsvorbereitende Maßnahmen durchlaufen haben, besonders große Schwierigkeiten haben, nach abgeschlossener Berufsausbildung einen Arbeitsplatz zu finden. Unternehmen könnten bei diesen Jugendlichen, die meist auch schon in fortgeschrittenerem Alter sind, eine geringere Produktivität vermuten.

Da die Einstiegsqualifizierungen für Jugendliche (EQJ) ein noch relativ neues Instrument sind, wird hier noch keine Beurteilung vorgenommen. Auch ist noch nicht klar, inwieweit es bei diesem Instrument zu Mitnahmeeffekten seitens der Unternehmen kommt.

Abschließend kann somit festgestellt werden, dass insbesondere längere Weiterbildungsmaßnahmen die Chancen von Arbeitslosen auf Beschäftigung langfristig erhöhen. Evaluationen von Maßnahmen für Jüngere über einen Zeitraum von mehreren Jahren liegen in Deutschland noch nicht vor. Längsschnittstudien aus der Entwicklungspsychologie (z. B. *Willms* 2002) legen jedoch nahe, dass Bildungsmaßnahmen, die erst *nach* der allgemein bildenden Schulphase einsetzen und versuchen Defizite auszugleichen, weit weniger wirksam sind als ein frühzeitigeres Intervenieren schon während des Vorschulalters oder während der allgemein bildenden Schulphase.

## 2. Finanzierung von Qualifizierungsmaßnahmen

Die Qualifizierungsmaßnahmen der BA stehen auch deswegen unter Kritik, weil sie aus Beitragsmitteln finanziert werden. Sie tragen somit zur Erhöhung der Lohnnebenkosten bei und verteuern damit den Faktor Arbeit. Tatsächlich weisen verschiedene Simulationsrechnungen auch aus jüngster Zeit (vgl. *Bach, Koch & Spitznagel* 2004; *Feil & Zika* 2005; *Meinhardt & Zwiener* 2005) darauf hin, dass geringere Sozialversicherungsbeiträge – auch bei voller Gegenfinanzierung aus Steuer-

[4] Detaillierte Informationen können *Dietrich* (2001) entnommen werden.

[5] Das IAB führt seit kurzem ein Forschungsprogramm zur Evaluierung der berufsvorbereitenden Bildungsmaßnahmen der BA durch. Aussagekräftige Ergebnisse liegen noch nicht vor.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mitteln – mehr oder weniger starke Beschäftigungsgewinne zur Folge hätten. Eine stärkere Steuerfinanzierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen ließe sich darüber hinaus auch ordnungspolitisch rechtfertigen. So spricht einiges dafür, etwa die Förderung der beruflichen Weiterbildung, die Benachteiligtenförderung für Jugendliche und die berufsvorbereitenden Maßnahmen dem Kreis der gesamtgesellschaftlichen Ausgaben zuzurechnen und aus Bundesmitteln zu finanzieren, zumal diese Maßnahmen mindestens partiell darauf abzielen, Bildungsdefizite, die durch das schulische Bildungssystem nicht oder nur unzureichend behoben wurden, nachträglich zu heilen. Dies gilt umso mehr, als ein erheblicher Teil dieser Maßnahmen den neuen Ländern zu Gute kommt und damit als Teil der Gemeinschaftsaufgabe „Aufbau Ost" angesehen werden kann. Ein geringerer Beitragssatz zur Arbeitslosenversicherung und damit eine Entlastung der Arbeitskosten wäre also auch ohne einen massiven Abbau arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen möglich.

## 3. Haushaltstechnisch bedingte Fehlsteuerungen

Darüber hinaus trägt die derzeitige Finanzierungsstruktur dazu bei, dass ein effizienter und bedarfsgerechter Einsatz von Weiterbildungsmaßnahmen seitens der BA durch haushaltspolitische Fehlanreize konterkariert wird. Dies liegt vor allem daran, dass mit dem beitragsfinanzierten Arbeitslosengeld I und dem aus Bundesmitteln finanzierten Arbeitslosengeld II zwei unterschiedliche Rechnungs- und Regelkreise zur Finanzierung der Arbeitsförderung nebeneinander bestehen. Unterstellt man, dass sowohl die Bundesagentur für Arbeit als auch der Bund ein substantielles Interesse daran haben dürften, ihre jeweiligen Haushalte zu entlasten, so birgt diese Konstruktion im Bereich der aktiven Arbeitsmarktpolitik die Gefahr eines finanzpolitischen Verschiebebahnhofs in sich, der eine an den Problemlagen der Arbeitslosen ansetzende Förderpolitik erschwert. Diese Problematik verschärft sich durch den im Rahmen von § 46 Abs. 4 SGB II vorgesehenen Aussteuerungsbetrag noch erheblich. Der Aussteuerungsbetrag muss von der BA für Hilfebedürftige, die nach Auslaufen des Versicherungsanspruchs auf Arbeitslosengeld II angewiesen sind, an den Bund abgeführt werden. Je Übertritt sind dies im Jahr 2005 9.857 €, so dass durch den Aussteuerungsbetrag jährlich ein Gesamtbetrag in Höhe von mehreren Milliarden von der Beitragszahlergemeinschaft an den Bundeshaushalt abgeführt werden muss. Dadurch verringern sich die Ausgabenspielräume für Integrationsmaßnahmen in erheblichem Umfang. Die neue Finanzarchitektur begünstigt zudem rein betriebswirtschaftlich ausgerichtete Kostenvermeidungsstrategien. Aus beschäftigungspolitischer Sicht kann dies jedoch eher kontraproduktive Nebenwirkungen haben. Die Anreize sind so gesetzt, dass die Bundesagentur sich auf diejenigen konzentriert, die noch einen Anspruch auf möglichst viele Monate Arbeitslosengeld I besitzen. Denn bei Personen mit einer kürzeren Anspruchsdauer hat die BA ein wesentlich kleineres Zeitfenster, um die Zahlung des Aussteuerungsbetrags zu vermeiden. Gleichzeitig benötigen erfolgreiche Reintegrationsmaßnahmen jedoch hinreichend Zeit, um ihre Wirkung entfalten zu können. Die

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

positive Wirkung tritt also u.U. erst dann ein, wenn die betreffende Person bereits Arbeitslosengeld II bezieht. Dieser Erfolg würde dann nicht mehr der BA zugerechnet, die aber gleichwohl einen Aussteuerungsbetrag an die Bundeskasse abführen müsste (insbesondere dann, wenn der Maßnahmeeinsatz a priori so angelegt ist, dass er in die Arbeitslosengeld II Phase hineinreicht). Problematisch ist dies insbesondere deswegen, weil Personen mit voller Anspruchsdauer typischerweise relativ intakte Arbeitsbiographien aufweisen, also vielfach auch ohne eine Weiterbildungsmaßnahme gute Chancen gehabt hätten, relativ schnell in den ersten Arbeitsmarkt zurückzukehren; Mitnahmeeffekte wären also vorprogrammiert. Umgekehrt läge bei den sog. *Betreuungskunden* mit einer erwartbar langen Phase der Arbeitslosigkeit von mehr als einem Jahr der Verzicht auf Maßnahmen nahe, so dass die BA nur den Aussteuerungsbetrag, nicht aber die teure Kumulation von Maßnahmekosten und Aussteuerungsbetrag zu schultern hätte. Diese Personengruppe würde gleichsam „nahtlos" in den SGB II Bereich „durchgereicht". Ebenso hätten Personen, die aufgrund fehlender Bedürftigkeit keinen Anspruch auf Arbeitslosengeld II hätten, geringere Chancen, in den Genuss von Maßnahmen zu kommen, da für diese ohnehin kein Aussteuerungsbetrag abzuführen wäre – unabhängig von ihren tatsächlichen Integrationschancen. Schließlich würden teure und tendenziell langfristig angelegte Bildungsinvestitionen durch den Aussteuerungsbetrag noch stärker als bisher zu Gunsten der weniger effektiven Kurzfristmaßnahmen zurückgefahren, obwohl sie über einen längeren Zeitraum hinweg betrachtet die Beschäftigungschancen der Betroffenen erheblich verbessern. Die derzeitige Finanzarchitektur im Bereich der aktiven Arbeitsmarktpolitik dürfte mithin gerade bei der Förderung der beruflichen Weiterbildung zu erheblichen Fehlsteuerungen führen.

## IV. Fazit

Noch immer bleibt in bildungssoziologischen und bildungsökonomischen Arbeiten zum Übergang zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem weitgehend unberücksichtigt[6], dass die Arbeitsverwaltung vielfältige Bildungs-, Ausbildungs- und Weiterbildungsangebote bereitstellt, um Defizite zu korrigieren, die primär im schulischen Bildungssystem und im System der betrieblichen Aus- und Weiterbildung begründet liegen. Die Bundesagentur für Arbeit ist ein zentraler Akteur in der Chancenzuweisung an Personen, ohne dass wir bislang die genauen Mechanismen dieser Zuweisungs- bzw. Abweisungsprozesse kennen würden. Auch die vorliegende Arbeit kann diese Forschungslücke nicht schließen. Vielmehr geht es uns hier um eine Deskription der Fakten, um die Beschreibung maßgeblicher Veränderungen, welche insbesondere auch die Situation bildungsarmer Jugendlicher bald maßgeblich prägen und verschlechtern kann.

---

[6] Aktuellere Ausnahmen sind z. B. Arbeiten des Max-Planck-Instituts für Bildungsforschung (*Faulstich* 2003; *Solga* 2003).

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die deutschen Schulen entlassen jedes Jahr zehn Prozent eines Jahrganges ohne Schulabschluss, des Weiteren kommt ein hoher Anteil von Jugendlichen hinzu, welche keine berufliche Ausbildung abgeschlossen haben. Dies ist ein Versagen des deutschen Schulsystems, das die frühe Förderung von Kindern, insbesondere von Kindern aus sozial schwächeren Elternhäusern und mit Migrationshintergrund vernachlässigt. Eine solche frühe Förderung und individuelle Betreuung würde viele der heutigen Arbeitsmarktprobleme vermeiden. Dazu kommt, dass die Betriebe zu wenig in Aus- und Weiterbildung investieren und die betriebliche Weiterbildung primär den ohnehin höher Qualifizierten zu Gute kommt.

In dieser Situation greift die Bundesagentur für Arbeit nachträglich und quasi als Reparaturbetrieb ein. Sie wird daher notwendigerweise weniger erfolgreich sein, als es präventiv in der Schule und in den Betrieben ansetzende Maßnahmen wären.

Nachträglich einsetzende berufsvorbereitende Maßnahmen, die Jugendliche „ausbildungsfähig" machen sollen, haben den Nebeneffekt, dass diese Jugendlichen erst in späteren Jahren eine Berufsausbildung aufnehmen und abschließen. Ein solches höheres Alter und eine mögliche „Maßnahmenkarriere" von jugendlichen Bewerbern könnte von Unternehmen als „Signal" für niedrige Produktivität gewertet werden.

Je mehr die BA zudem ihre arbeitsmarktpolitischen Instrumente an kurzfristigen Kostenkalkülen orientiert, desto mehr kommen insbesondere die längeren Weiterbildungsmaßnahmen unter Druck. Wie gezeigt werden konnte, haben diese zwischen 2002 und 2004 um mehr als 50 Prozentpunkte abgenommen, mit weiter fallender Tendenz. An ihre Stelle treten kurzfristige Trainingsmaßnahmen, welche die Defizite bildungsarmer Personengruppen jedoch kaum schließen können. Neben Fragen der Effizienz des Maßnahmeneinsatzes fördert auch die Diskussion um versicherungsfremde Leistungen den Abbau von FbW-Maßnahmen. Das Argument, berufliche Erst- und Weiterbildung gehörten zu den versicherungsfremden Leistungen, die steuerfinanziert sein müssten, ist dabei schwerlich von der Hand zu weisen. Warum auch sollten die Beitragszahler für das Versagen der Schulen oder Betriebe aufkommen? Letztlich spielt auch der Aussteuerungsbetrag eine nicht unerhebliche Rolle, da er die Agentur zu kurzfristigem Denken verleitet und nicht die langfristigen Wirkungen von Investitionen in Bildung und Ausbildung in den Blick nimmt.

Insgesamt ist somit schon heute abzusehen, dass sich die Situation der Geringqualifizierten in Zukunft dramatisch verschlimmern wird, da weder die Schule noch die Arbeitsverwaltung noch die Betriebe sich ihrer annehmen werden. Bildung, berufliche Ausbildung und Weiterbildung sind aber mehr als die Fundamente einer erfolgreichen Erwerbskarriere. Sie sind die unabdingbare Voraussetzung für die Teilhabe an unserer Gesellschaft.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## Literatur

*Bach,* H.-U / *Koch,* S. / *Spitznagel,* E. (2004): Was würde eine andere Finanzierung der Arbeitsmarktpolitik bringen? Simulation von Alternativen mit einem ökonometrischen Modell. IAB-Kurzbericht Nr. 07 / 2004.

*BDA Bundesvereinigung Deutscher Arbeitgeber* (2005): Qualitätssicherung BA-geförderter Weiterbildung. Online verfügbar unter: www.bda-online.de.

*Biewen,* M. / *Fitzenberger,* B. / *Lechner,* M. / *Lischke,* S. / *Miquel,* R. / *Osikominu,* A. / *Wenzel,* T. / *Wiehler,* S. / *Wunsch,* C. (2004): Die Beschäftigungswirkung der FbW-Maßnahmen 2000 – 2002 auf individueller Ebene: Eine Evaluation auf Basis der prozessproduzierten Daten des IAB. Erster interner Zwischenbericht IAB Forschungsprojekt 6 – 531.1A. St. Gallen / Frankfurt am Main.

*Bundesagentur für Arbeit* (Hrsg.) (2004): Arbeitsmarkt 2003: Arbeitsmarktanalyse für das Bundesgebiet insgesamt, West- und Ostdeutschland. Sondernummer der amtlichen Nachrichten der Bundesagentur für Arbeit, Jg. 52, 15. Juli 2004. Nürnberg.

*Bundesministerium für Bildung und Forschung* (Hrsg.) (2001): Berufsbildungsbericht 2001. Online-Dokument verfügbar unter: http: // www.bmbf.de / pub / bbb2001.pdf.

*Bundesministerium für Bildung und Forschung* (Hrsg.) (2002): Berufsbildungsbericht 2002. Online-Dokument verfügbar unter: http: // www.bmbf.de / pub / bbb2002.pdf.

*Bundesministerium für Bildung und Forschung* (Hrsg.) (2003): Berufsbildungsbericht 2003. Online-Dokument verfügbar unter: http: // www.bmbf.de / pub / bbb2003.pdf.

*Bundesministerium für Bildung und Forschung* (Hrsg.) (2004): Berufsbildungsbericht 2004. Online-Dokument verfügbar unter: http: // www.bmbf.de / pub / bbb_2004.pdf.

*Bundesministerium für Bildung und Forschung* (Hrsg.) (2005): Berufsbildungsbericht 2005. Online-Dokument verfügbar unter: http: // www.bmbf.de / pub / bbb_2005.pdf.

*Dietrich,* H. (2001): JUMP, das Jugendsofortprogramm: Unterschiede in den Förderjahrgängen 1999 und 2000 und Verbleib der Teilnehmer nach Maßnahmeende. IAB-Werkstattbericht Nr. 03 / 2001.

*Dietrich,* H. (2003): Förderung auf hohem Niveau: Das Jugendsofortprogramm zum Abbau der Jugendarbeitslosigkeit 1999 – 2002. IAB-Werkstattbericht Nr. 09 / 2003.

*Faulstich,* P. (2003): Weiterbildung. In: Cortina, K. / Baumert, J. / Leschinsky, A. / Mayer, K.-U. / Trommer, L. (Hrsg.): Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.

*Feil,* M. / *Zika,* G. (2005): Wege zu mehr Beschäftigung: Mit niedrigeren Sozialabgaben aus der Arbeitsmarktkrise? IAB-Kurzbericht Nr. 04 / 2005.

*Geßner,* T. (2003): Berufsvorbereitende Maßnahmen als Sozialisationsinstanz: Zur beruflichen Sozialisation benachteiligter Jugendlicher im Übergang in die Arbeitswelt. Münster: LIT Verlag.

*Grünewald,* U. / *Moraal,* D. / *Schönfeld,* G. (Hrsg.) (2003): Betriebliche Weiterbildung in Deutschland und Europa. Schriftreihe des Bundesinstituts für Berufsbildung. Bielefeld: Bertelsmann Verlag.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Lechner,* M. / *Miquel,* R. / *Wunsch,* C. (2005): Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany. IAB Discussion Paper Nr. 03 / 2005.

*Lechner,* M. / *Miquel,* R. / *Wunsch,* C. (2005a): The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy: The case of East Germany after unification. IAB Discussion Paper Nr. 14 / 2005.

*Meinhardt,* V. / *Zwiener,* R. (2005): Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer Steuerfinanzierung versicherungsfremder Leistungen in der Sozialversicherung. Endbericht im Auftrag des DGB Bundesvorstandes, der Hans-Böckler-Stiftung und der Otto-Brenner-Stiftung, Berlin. Online verfügbar unter: http: // www.diw.de / deutsch / produkte / publikationen / diwkompakt / docs / diwkompa kt_2005 – 007.pdf.

*OECD* (2004) (Hrsg.): Learning for Tomorrow's World: First Results from PISA 2003. OECD Publishing.

*Reinberg,* A. / *Hummel,* M. (2002): Zur langfristigen Entwicklung des qualifikationsspezifischen Arbeitskräfteangebots und -bedarfs in Deutschland: Empirische Befunde und aktuelle Projektionsergebnisse. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Jg. 35, H. 4., S. 580 – 600.

*Reinberg,* A. / *Hummel,* M. (2005): Vertrauter Befund: Höhere Bildung schützt auch in der Krise vor Arbeitslosigkeit. IAB-Kurzbericht Nr. 09 / 2005.

*Solga,* H. (2003): Jugendliche ohne Schulabschluss und ihre Wege in den Arbeitsmarkt. In: Cortina, K. / Baumert, J. / Leschinsky, A. / Mayer, K.-U. / Trommer, L. (Hrsg.): Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.

Sozialgesetzbuch Drittes Buch (SGB III): Arbeitsförderung. Online verfügbar unter: http: // www.bmgs.bund.de / download / gesetze_web / sgb03 / sgb03xinhalt.htm.

*Statistisches Bundesamt* (Hrsg.) (2005): Bildung und Kultur: Berufliche Schulen, Schuljahr 2003 / 04. Fachserie 11, Reihe 2.

*Willms,* J. D. (2002): Vulnerable Children: Findings from Canada's National Longitudinal Survey of Children and Youth. Edmonton: University of Alberta Press.

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

# Verzeichnis der Autoren

Prof. Ph.D. *Jutta Allmendinger,* Bundesagentur für Arbeit, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg,
E-Mail: Jutta.Allmendinger@iab.de, Internet: www.iab.de

Dr. *Jörn Bartels* (†), Zentrum für Fernstudienentwicklung, FernUniversität Hagen, In der Krone 17, D-58084 Hagen

PD Dr. *Lutz Bellmann,* Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, Regensburger Straße 104, D-90478 Nürnberg,
E-Mail: lutz.bellmann@iab.de, Internet: www.iab.de

*Christian Ebner,* Bundesagentur für Arbeit, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg,
E-Mail: Christian.Ebner@iab.de, Internet: www.iab.de

Prof. Dr. *Günter Fandel,* Lehrstuhl für Betriebswirtschaft, FernUniversität Hagen, Universitätsstraße 41, 58084 Hagen,
E-Mail: Guenter.Fandel@FernUni-Hagen.de, Internet: www.fernuni-hagen.de

*Mark Hürlimann,* Institut für Strategie und Unternehmensökonomik, Universität Zürich, Plattenstraße 14, CH-8032 Zürich,
E-Mail: mark.huerlimann@isu.unizh.ch, Internet: www.isu.unizh.ch

Dr. *Hendrik Jürges,* MEA, Universität Mannheim, L13, 17, D-68131 Mannheim,
E-Mail: juerges@mea.uni-mannheim.de, Internet: www.mea.uni-mannheim.de

Dr. *Ute Leber,* Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, Regensburger Straße 104, D-90478 Nürnberg,
E-Mail: Ute.Leber@iab.de, Internet: www.iab.de

Dr. *Philippe Mahler,* Socioeconomic Institute, University of Zurich, Zürichbergstraße 14, CH-8032 Zürich,
E-Mail: mahler@sts.unizh.ch, Internet: www.soi.unizh.ch

Prof. Dr. *Renate Neubäumer,* Institut für Sozialwissenschaften (IfSW), Abteilung Wirtschaftswissenschaft, August-Croissant-Straße 5, D-76829 Landau,
E-Mail: wiwineub@uni-landau.de, Internet: www.uni-landau.de

Dipl.-Päd. *Corinna Preuschoff,* Boston College, 140 Commonwealth Avenue, Chestnut Hill, MA 02467; U.S.A.,
E-Mail: preuscho@bc.edu

Dr. *Christine von Prümmer,* Zentrum für Fernstudienentwicklung, FernUniversität Hagen, In der Krone 17, D-58084 Hagen,
E-Mail: christine.vonpruemmer@fernuni-hagen.de, Internet: www.fernuni-hagen.de



DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Prof. Dr. *Andrea Schenker-Wicki,* Institut für Strategie und Unternehmensökonomik, Universität Zürich, Plattenstraße 14, CH-8032 Zürich,
E-Mail: andrea.schenker@isu.unizh.ch, Internet: www.isu.unizh.ch

Dr. *Martin Schludi,* Bundesagentur für Arbeit, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Regensburger Straße 104, 90478 Nürnberg,
E-Mail: Martin.Schludi.@iab.de, Internet: www.iab.de

Prof. Dr. *Kerstin Schneider,* Universität Wuppertal, Gaußstraße 20, D-42119 Wuppertal,
E-Mail: kerstin.schneider@wiwi.uni-wuppertal.de, Internet: www.uni-wuppertal.de

Dr. *Gabriela Schütz,* ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München und CESifo, Poschingerstraße 5, 81679 München,
E-Mail: schuetz@ifo.de, Internet: www.cesifo.de / link / b_hs.htm

Prof. Dr. *Manfred Weiß,* Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung, Schloßstraße 29, 60486 Frankfurt am Main,
E-Mail: weiss@dipf.de, Internet: www.dipf.de

Prof. Dr. *Rainer Winkelmann,* Socioeconomic Institute, University of Zurich, Zürichbergstraße 14, CH-8032 Zürich,
E-Mail: winkelmann@sts.unizh.ch, Internet: www.soi.unizh.ch

Prof. Dr. *Ludger Wößmann,* ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München und CESifo, Poschingerstraße 5, D-81679 München,
E-Mail: woessmann@ifo.de, Internet: www.cesifo.de / link / b_hs.htm

DOI https://doi.org/10.3790/978-3-428-52290-3 | Generated on 2025-10-30 01:20:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/