



Rat für Sozial- und
Wirtschaftsdaten (RatSWD)

www.ratswd.de

RatSWD

Research Notes

Research Note

No. 12

Ursprünglich als RatSWD Working Paper No. 16 erschienen

Statureffekte beruflicher Weiterbildung im Spiegel des Mikrozensus

Jürgen Schiener

2007

GEFÖRDERT VOM



Bundesministerium
für Bildung
und Forschung

Research Notes des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

In der Publikationsreihe *RatSWD Research Notes* erscheinen empirische Forschungsergebnisse, beruhend auf Daten, die über die durch den RatSWD empfohlene informationelle Infrastruktur zugänglich sind. Die Pre-Print-Reihe startete Ende 2007 unter dem Titel *RatSWD Working Papers*.

Arbeiten aus allen sozialwissenschaftlichen und wirtschaftswissenschaftlichen Disziplinen können in der Reihe erscheinen. Die Reihe *RatSWD Research Notes* bietet einen Einblick in die vielfältigen wissenschaftlichen Anwendungsmöglichkeiten empirischer Daten und Statistiken und richten sich somit an interessierte, empirisch arbeitende Wissenschaftler/innen ebenso wie an Vertreter/innen öffentlicher Einrichtungen der Datenerhebung und der Forschungsinfrastruktur.

Die *RatSWD Research Notes* sind eine Plattform für eine frühzeitige zentrale und weltweit sichtbare Veröffentlichung von auf empirischen Daten basierenden Forschungsergebnissen und konzeptionellen Ideen zur Gestaltung von Erhebungen. *RatSWD Research Notes* sind nicht-exklusiv, d. h. einer Veröffentlichung an anderen Orten steht nichts im Wege. Alle Arbeiten können und sollen auch in fachlich, institutionell und örtlich spezialisierten Reihen erscheinen. *RatSWD Research Notes* können nicht über den Buchhandel, sondern nur online über den RatSWD bezogen werden.

Um nicht deutsch sprechenden Leser/innen die Arbeit mit der neuen Reihe zu erleichtern, sind auf den englischen Internetseiten der RatSWD Research Notes nur die englischsprachigen Papers zu finden, auf den deutschen Seiten werden alle Nummern der Reihe chronologisch geordnet aufgelistet.

Die Inhalte der Ausgaben stellen ausdrücklich die Meinung der jeweiligen Autor/innen dar und nicht die des RatSWD.

Herausgeber der RatSWD Research Notes Reihe:

Vorsitzender des RatSWD (2007/08 Heike Solga, 2009 Gert G. Wagner)

Geschäftsführer des RatSWD (Denis Huschka)

Statureffekte beruflicher Weiterbildung im Spiegel des Mikrozensus¹

Dr. Jürgen Schiener
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Institut für Soziologie
Col.-Kleinmann-Weg 2
55099 Mainz
juergen.schiener@uni-mainz.de

Expertise für den Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD)

16. Januar 2007

Zusammenfassung

Insgesamt ergeben die hier vorgelegten empirischen Analysen auf Basis der kumulierten Querschnittdatensätze des Mikrozensus (1989–2004) ein plausibles Bild für die Situation der Weiterbildung in Deutschland. Die Daten stützen den Rückgang der Weiterbildungsbeteiligung seit Mitte der 1990er Jahre, wie er auch im Berichtssystem Weiterbildung vorzufinden ist. Die soziale Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung ist insbesondere nach der allgemeinen und beruflichen Vorbildung ausgeprägt und verstärkt die Unterschiede zwischen den Bildungsgruppen im Laufe des Erwerbslebens. Der Zusammenhang zwischen beruflicher Weiterbildung und dem sozialen Status von Erwerbstätigen ist stark. Er dürfte jedoch in höherem Maße auf unbeobachtete Merkmale der Erwerbstätigen (z. B. Persönlichkeitseigenschaften) oder auf Pfadabhängigkeiten von beruflichen Karrieren zurückzuführen sein als auf Kausaleffekte der Weiterbildung.

¹ Ich bedanke mich herzlich beim Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten für die Förderung zu dieser Studie. Darüber hinaus bedanke ich mich bei Felix Wolter, der mir bei der Kodierung der Daten und ihrer Dokumentation sehr geholfen hat. Sein Anteil am Zustandekommen dieser Studie geht über die Rolle einer Hilfskraft weit hinaus.

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|---|--|----|
| 1 | Einführung..... | 5 |
| 2 | Forschungsstand..... | 10 |
| | 2.1 Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung | 11 |
| | 2.2 Segmentation der beruflichen Weiterbildung | 12 |
| | 2.3 Statureffekte beruflicher Weiterbildung | 15 |
| 3 | Daten und Konzepte | 24 |
| 4 | Empirische Ergebnisse | 27 |
| | 4.1 Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung | 27 |
| | 4.2 Segmentation der beruflichen Weiterbildung | 32 |
| | 4.3 Statureffekte beruflicher Weiterbildung | 37 |
| 5 | Schluss..... | 51 |
| | Anhang | 56 |
| | Literaturverzeichnis..... | 72 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|--------------|---|----|
| Abbildung 1: | Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Teilnahmequoten) | 28 |
| Abbildung 2: | Entwicklung der geschätzten Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme) | 31 |
| Abbildung 3: | Altersprofile des geschätzten Berufsprestiges (logarithmiert) in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen (Liniendiagramme)..... | 40 |
| Abbildung 4: | Altersprofile des geschätzten Einkommens (logarithmiert) in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen (Liniendiagramme)..... | 45 |
| Abbildung 5: | Entwicklung der geschätzten Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme) | 49 |
| Abbildung 6: | Entwicklung der geschätzten Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme) | 50 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|------------|---|----|
| Tabelle 1: | Forschungsstand (Übersicht der verwendeten Studien)..... | 17 |
| Tabelle 2: | Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Logitmodelle mit linearen Trendeffekten)..... | 29 |
| Tabelle 3: | Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Logitmodelle mit quadratischen Trendeffekten)..... | 30 |
| Tabelle 4: | Segmentation der beruflichen Weiterbildung, Logitmodelle der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung (Logitmodelle mit quadratischen Trendeffekten)..... | 33 |
| Tabelle 5: | Berufsprestigeeffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten) | 38 |
| Tabelle 6: | Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Netto-Einkommens auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten) | 43 |
| Tabelle 7: | Statuseffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen aus Ost- und Westdeutschland, 1989/91 bis 2004, mit und ohne Heckman-Korrektur (vergleichende Zusammenstellung von Regressionskoeffizienten aus verschiedenen Modellen)..... | 48 |

| | | |
|-------------|--|----|
| Tabelle 8: | Kodierung der Variablen „Teilnahme an beruflicher Weiterbildung“ | 56 |
| Tabelle 9: | Definitionen der verwendeten Variablen | 57 |
| Tabelle 10: | Die CASMIN-Klassifikation der (Aus-)Bildungsabschlüsse | 58 |
| Tabelle 11: | Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Westdeutschland, 2004–1989) | 60 |
| Tabelle 12: | Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Ostdeutschland, 2004–1991) | 62 |
| Tabelle 13: | Korrigierte Berufsprestigeeffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Heckman-Korrektur) | 64 |
| Tabelle 14: | Korrigierte Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Netto-Einkommens auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Heckman-Korrektur) | 66 |
| Tabelle 15: | Entwicklung der Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Interaktionseffekten zwischen Trendindikator und Humankapitalvariablen)..... | 68 |
| Tabelle 16: | Entwicklung der Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Interaktionseffekten zwischen Trendindikator und Humankapitalvariablen)..... | 70 |

1 Einführung

Der Zusammenhang zwischen beruflicher Weiterbildung und sozialem Status wird in der soziologischen Forschung aus zwei unterschiedlichen Perspektiven betrachtet (Becker / Hecken 2005; Buchmann u.a. 1999). Einerseits geht es um soziale Ungleichheiten bei der Beteiligung an beruflicher Weiterbildung. Andererseits werden Wirksamkeit, Folgen und Nutzen beruflicher Weiterbildung in verschiedenen Dimensionen sozialer Ungleichheit thematisiert. In der vorliegenden Expertise steht die Frage nach den Auswirkungen beruflicher Weiterbildung für den sozialen Status von Erwerbstätigen im Vordergrund. Dabei werden die Statusdimensionen des Berufsprestiges und des Einkommens unterschieden. Aber auch die erstgenannte Frage nach der Segmentation der Weiterbildungsbeteiligung (vgl. Bolder 2006; Schömann / Leschke 2004; Wilkens 2005) wird berücksichtigt, weil die (beobachteten) Einflussfaktoren der Weiterbildungsteilnahme zu weiten Teilen mit denen des beruflichen Status und des Einkommens identisch sind. Insofern muss eine Analyse der Statureffekte beruflicher Weiterbildung mit der Untersuchung der Selektionsprozesse in die Weiterbildung verknüpft sein, um die relevanten Kovariaten der beruflichen Weiterbildung zu identifizieren und in der statistischen Analyse kontrollieren zu können.

Methodische Vorüberlegungen und Implikationen

In der empirisch-quantitativen Sozialforschung dominieren kausale Fragestellungen, die Ursache-Wirkungs-Beziehungen zwischen Ereignissen oder den Eigenschaften von Untersuchungsobjekten unterstellen. Allerdings bleibt der kausale Ansatz oft auf die sprachliche Ebene beschränkt und wird nicht konsequent auf die methodische Ebene übertragen. Bei der Analyse von nichtexperimentellen Daten werden z. T. einfache Regressionskoeffizienten als Kausaleffekte (über-) interpretiert, obwohl – oder gerade weil – Kausalanalysen erhebliche Ansprüche an das Datenmaterial und/oder die statistischen Verfahren stellen (Sobel 1995; Winship / Sobel 2004).

Auch die empirische Untersuchung von Statureffekten beruflicher Weiterbildung ist unmittelbar mit der Frage nach den *kausalen* Effekten von Weiterbildung verbunden. Das methodische Problembewusstsein, aber auch die Kenntnis potenzieller Lösungsansätze zur Kausalanalyse mit nichtexperimentellen Daten stammen vor allem aus dem Bereich der Evaluationsforschung zur aktiven Arbeitsmarktpolitik, d.h. zur öffentlich geförderten Weiterbildung vorwiegend von Arbeitslosen „off-the-job“ (Heckman / Smith 1996). Bei der Analyse von Statureffekten beruflicher Weiterbildung für Erwerbstätige „on-the-job“ ist ein vergleichbarer

Stand der wissenschaftlichen Diskussion dagegen noch nicht erreicht (Büchel / Pannenberg 2004: 75). Techniken zur besseren Absicherung der Kausalargumentation werden hier entsprechend seltener eingesetzt. Dennoch muss im Einzelfall überlegt werden, welche methodischen Möglichkeiten die zur Verfügung stehenden Daten und statistischen Verfahren bieten, die Kausalargumentation zu stützen.

Das Problem einer Kausalanalyse von Statureffekten beruflicher Weiterbildung mit nichtexperimentellen Daten liegt in der Selektion bei der Weiterbildungsteilnahme (Becker / Hecken 2005: 152-3). Prozesse der Fremd- und Selbstselektion beim Zugang zur beruflichen Weiterbildung führen dazu, dass sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer nicht nur nach ihren Weiterbildungsaktivitäten sondern auch noch nach anderen Kriterien systematisch unterscheiden. In diesem Sinne herrscht Heterogenität zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern: Sie stammen nicht aus einer homogenen Grundgesamtheit, wie es in der experimentellen Forschung bei zufälliger Aufteilung der Probanden in Versuchs- und Kontrollgruppe (Randomisierung) der Fall wäre. Im Hinblick auf konkrete Untersuchungen und die zugrunde liegenden Datenbestände wird weiter zwischen beobachteter und unbeobachteter Heterogenität unterschieden. Von beobachteter Heterogenität wird gesprochen, wenn in den vorliegenden Datenbeständen Indikatoren für die Gruppenunterschiede enthalten sind. Beobachtete Heterogenität zwischen Weiterbildungsteilnehmern und Nichtteilnehmern ist relativ unproblematisch, wenn die entsprechenden Indikatoren in geeigneter funktionaler Form in multivariaten Modellen kontrolliert werden. Schwerer wiegt die unbeobachtete Heterogenität, bei der die notwendigen Indikatoren in den zugrunde liegenden Daten fehlen und deshalb auch in multivariaten Modellen nicht ohne weiteres kontrolliert werden können. Unter Umständen sind in solchen Fällen aber stärker technisch orientierte Lösungen des Problems möglich, wenn die zugrunde liegenden Daten die Voraussetzungen erfüllen (Heckman / Smith 1996).

Datengrundlage der hier vorgelegten Analysen sind kumulierte Querschnittdatensätze des Mikrozensus aus unterschiedlichen Jahrgängen. Auf dieser Basis lassen sich Strukturunterschiede zwischen Weiterbildungsteilnehmern und Nichtteilnehmern für eine ganze Reihe von im Mikrozensus enthaltenen soziodemographischen und sozioökonomischen Merkmalen feststellen. Sie werden in OLS-Regressionen zu den Statureffekten beruflicher Weiterbildung berücksichtigt, um die *beobachtete* Heterogenität zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zu kontrollieren. Allerdings ist darüber hinaus auch von beträchtlicher *unbeobachteter* Heterogenität auszugehen: Im Mikrozensus sind beispielsweise keine Informationen zu den Faktoren Intelligenz, Begabung, Motivation oder Engagement enthalten, obwohl sie sowohl

die Prozesse der Weiterbildungsbeteiligung als auch der Statuszuweisung stark beeinflussen dürften. Ein weiterer Punkt ist, dass die Querschnittsdaten des Mikrozensus als solche eben keine (z. B. retrospektiven) Angaben zum beruflichen Status und zum Einkommen vor der Weiterbildungsbeteiligung enthalten, obwohl auch diese gleichzeitig die Weiterbildungsbeteiligung und den Berufs- und Einkommensstatus zum späteren Zeitpunkt beeinflussen. All diese unbeobachteten Einflussfaktoren wären eigentlich in den Regressionsmodellen zu den Statureffekten beruflicher Weiterbildung zu berücksichtigen, um realistische, unverzerrte Schätzungen des Kausaleffektes beruflicher Weiterbildung auf den sozialen Status zu erhalten.

Ein potenzieller Lösungsansatz bei unbeobachteter Heterogenität ist das zweistufige Verfahren der Heckman-Korrektur (Heckman 1979). Auf der ersten Stufe wird der Selektionsprozess der Weiterbildungsbeteiligung als Probitmodell mit den beobachteten Einflussfaktoren beruflicher Weiterbildung geschätzt. Die Residuen des so genannten Selektionsmodells enthalten u. A. Informationen über die unbeobachteten Einflussfaktoren beruflicher Weiterbildung. Auf dieser Basis wird ein Korrekturfaktor („Lambda“) bestimmt, der auf der zweiten Stufe des Verfahrens, in der Regressionsanalyse der Statureffekte beruflicher Weiterbildung zusätzlich berücksichtigt wird. Damit werden unbeobachtete Kovariaten der beruflichen Weiterbildung im Modell kontrolliert und die Effekte der beruflichen Weiterbildung werden unverzerrt geschätzt. Allerdings setzt das Verfahren im Regelfall voraus, dass das Selektionsmodell einen – möglichst starken – Prädiktor der beruflichen Weiterbildung enthält, der nicht mit den abhängigen Variablen der zweiten Stufe korreliert.

In der vorliegenden Studie werden Versuche unternommen, die Heckman-Korrektur bei der Bestimmung der Statureffekte beruflicher Weiterbildung mit den Mikrozensusdaten einzusetzen. Das größte Problem dabei ist es, einen Prädiktor beruflicher Weiterbildung zu finden, der nicht mit dem Berufsprestige oder dem Einkommen korreliert ist. Zumindest für das Berufsprestige scheint das gelungen zu sein, denn hier lassen sich auf der Grundlage des beschriebenen Verfahrens plausible Ergebnisse erzielen (siehe unten). Für das Einkommen ist es dagegen nicht gelungen. Mangels Alternativen muss deshalb auch hier über weite Strecken auf die Interpretation einfacher Regressionskoeffizienten zurückgegriffen werden, obwohl die verwendeten Querschnittsdatensätze des Mikrozensus keine strenge Kausalanalyse der zugrunde liegenden Fragestellung erlauben: Ob und in welchem Ausmaß die Beteiligung an beruflicher Weiterbildung zu Steigerungen von Berufsprestige und Einkommen führt und den sozialen Status von Erwerbstätigen bedingt, oder ob umgekehrt qualifizierte Tätigkeiten, die

mit höherem Ansehen und Einkommen versehen sind, häufiger nach beruflicher Weiterbildung verlangen, kann auf dieser Datenbasis nicht entschieden werden. Die Möglichkeiten zur Kausalanalyse der wechselseitigen Effekte von Weiterbildung und sozialem Status mit Mikrozensusdaten haben sich mit den Längsschnittdaten des unlängst zur Nutzung freigegebenen Mikrozensus-Panels (1996-1999) entscheidend verbessert. Aufgrund seiner Komplexität und des damit verbundenen hohen Einarbeitungsaufwands konnte es jedoch nicht mehr in die hier dargestellten Analysen einbezogen werden. Weiterführende Untersuchungen auf der Grundlage des Mikrozensus-Panels befinden sich in Vorbereitung.

Insofern ist der Begriff der »Statureffekte« in der vorliegenden Expertise nicht in einem kausalanalytischen Sinne zu verstehen. Er verweist lediglich auf die in den Vordergrund gestellte theoretische Perspektive und die Spezifikation der entsprechenden Regressionsmodelle mit dem Berufsprestige und dem Einkommen als abhängige Variable. Umso wichtiger erscheint es jedoch, die Kovariaten der beruflichen Weiterbildung in multivariaten Regressionsmodellen des Berufsprestiges und besonders des Einkommens zu kontrollieren (siehe oben). Denn die These von den Statureffekten beruflicher Weiterbildung im kausalanalytischen Sinne ist nur dann sinnvoll aufrechtzuerhalten, wenn Zusammenhänge zwischen der Weiterbildung und den Statusindikatoren gefunden werden, die nicht auf vorgelagerte Eigenschaften der Untersuchungspersonen und ihrer Arbeitsplätze (Bildung, Ausbildung, Beruf, Branche etc.) zurückzuführen sind. Zusammenhänge zwischen der Weiterbildung und einem Statusindikator werden hier als *plausible Anhaltspunkte* für Statureffekte der Weiterbildung im kausalanalytischen Sinne angesehen, wenn eine Reihe von Kovariaten konstant gehalten werden, die die Produktivität oder das soziale Ansehen von Berufen betreffen.

Theoretische Grundlagen

Plausible theoretische Argumente liegen sowohl für einen Einfluss der beruflichen Weiterbildung auf den beruflichen Status als auch für die umgekehrte Wirkungsrichtung vor.² In

² Becker und Hecken (2005: 136-45) haben unlängst einen kurzen Überblick zu verbreiteten Theorieansätzen im Bereich der beruflichen Weiterbildung vorgelegt. Für die vorliegende, stark empirisch ausgerichtete Expertise beschränke ich mich auf ein paar Argumente, die für die im Mikrozensus vorhandenen Merkmale besonders wichtig sind. Für die Variablen Alter, Bildung, Weiterbildung, Berufsprestige ist der »individualistische« Ansatz der Humankapitaltheorie bedeutsam während Wirtschaftszweig, Tätigkeit im öffentlichen Dienst oder befristete Beschäftigung stärker mit den »strukturalistischen« Ansätzen der Segmentationstheorien korrespondieren (Baron 1994; Baron / Bielby 1980). In Bezug auf die Geschlechter-, Familienstands- und Haushaltsvariablen könnte man ebenfalls mit den Segmentationstheorien oder mit Beckers (1991) »neuer Haushaltsökonomie« argumentieren. Hier wird darauf verzichtet, weil diese Variablen hier nur als

Bezug auf die Humankapitaltheorie (Becker 1983; Mincer 1974, 1994; Schultz 1961) – den zweifellos prominentesten Erklärungsansatz zur beruflichen Weiterbildung – lässt sich das sogar für einen einzelnen Theorieansatz zeigen: Die Humankapitaltheorie kann gleichzeitig als Theorie der Weiterbildungsbeteiligung und der Einkommensverteilung bzw. Statuszuweisung gelesen werden (vgl. z. B. Borjas 2005; Buchmann u.a. 1999). Die Humankapitaltheorie interpretiert Aktivitäten der beruflichen Weiterbildung als Humankapitalinvestitionen, welche die Produktivität von Arbeitskräften erhöhen und sich in entsprechenden Einkommenssteigerungen niederschlagen.³ Gleichzeitig wird die Weiterbildungsentscheidung zur Investitionsentscheidung, bei der die zukünftig erwarteten, abdiskontierten Erträge der Humankapitalinvestition mindestens den mit der Weiterbildungsteilnahme verbundenen Kosten entsprechen müssen (Bänziger 1999; Behringer 1999; Leemann 1999). Das gilt unabhängig davon, ob man von der Angebotsseite des Arbeitsmarkts her die individuell betriebene Weiterbildung betrachtet, oder die betriebliche Weiterbildung von der Nachfrageseite des Arbeitsmarkts. Die damit korrespondierende Unterscheidung von »general« und »firm-specific training« (Becker 1983) sollte Auswirkungen auf das Investitionsverhalten von Arbeitskräften und Unternehmen haben (vgl. Backes-Gellner u.a. 2001): Die Unternehmen dürften eher bereit sein, in betriebsspezifische Qualifikationen zu investieren als in allgemeine, und bei den Arbeitskräften dürfte es umgekehrt sein. Diese grundsätzliche Interessenlage führt zu komplexen Kostenteilungs- und Absicherungsmodellen beruflicher Weiterbildung zwischen Arbeitskräften und Unternehmen (z.B. Senioritätsentlohnung oder Rückzahlungsklauseln), welche Auswirkungen auf die Gratifikation der Arbeitskräfte haben (vgl. Büchel / Pannenberg 2004: 78-9; Leber 2000).

In Abgrenzung zur Humankapitaltheorie vertreten die Segmentationsansätze in der Arbeitsmarkttheorie den Anspruch, sowohl die Restriktionen als auch die Gelegenheitsstrukturen des Arbeitsmarkts angemessener zu berücksichtigen, die sich sowohl bei der Teilnahme an der beruflichen Weiterbildung als auch auf die Verwertungschancen derselben auswirken

Kovariaten der beruflichen Weiterbildung verwendet werden und nicht im Vordergrund der Analyse stehen.

³ Das bezieht sich nicht nur auf das monetäre Einkommen. Gary S. Becker (1983: 9) weist in seinem klassischen Werk darauf hin, dass daneben auch (konsumptive) Formen »psychischen Einkommens« Gegenstand der Humankapitalforschung sein können. In seiner Nobelpreis-Vorlesung von 1992 zählt Becker „kulturelle und andere nicht-pekuniäre Vorteile sowie die Verbesserung der Einkommens- und Berufssituation“ (1996: 29) zu den potenziellen Nutzen von Humankapitalinvestitionen. Das macht die Anwendung der Humankapitaltheorie auch für den Zusammenhang zwischen Weiterbildung und Berufsprestige unmittelbar plausibel (vgl. auch die Argumentation zum Zusammenhang von Weiterbildung und Karriereverläufen bei Büchel und Pannenberg (2004: 79)).

(vgl. Sesselmeier / Blauermel 1998). Sie postulieren eine Aufspaltung der (nationalen) Gesamtarbeitsmärkte in unterschiedliche idealtypische Segmente oder Teilarbeitsmärkte, die durch unterschiedliche institutionelle Mechanismen der Allokation, Gratifikation und Promotion von Arbeitskräften geprägt und infolgedessen durch soziale Ungleichheiten im Bereich der Erwerbchancen und Arbeitsbedingungen unterschieden sind (vgl. Kreckel 1983). Zwischen den Arbeitsmarktsegmenten existieren Mobilitätsbarrieren, die einen Wechsel von Arbeitsplätzen zwischen den Segmenten erschweren: Die Arbeitskräfte konkurrieren nicht über die Grenzen der Teilarbeitsmärkte hinweg miteinander. Im Konzept des dreigeteilten Arbeitsmarkts (Lutz und Sengenberger 1974; Sengenberger 1978), das den berufsfachlichen, den betriebsspezifischen und den unstrukturierten Arbeitsmarkt unterscheidet, werden die Mobilitätsbarrieren auf die Art der im jeweiligen Segment gehandelten Qualifikationen zurückgeführt: Sie sind entweder vollkommen allgemeiner, berufsfachlicher (zwischenbetrieblich transferierbar und insofern allgemeiner) oder betriebsspezifischer Natur. Das erlaubt Rückschlüsse auf die Intensität und die von den verschiedenen Arbeitsmarktakteuren bevorzugte Art der Weiterbildungsinvestitionen auf den unterschiedlichen Teilarbeitsmärkten sowie die daran geknüpften Verwertungschancen (vgl. Becker 1993; Becker / Schömann 1996; Schiener 2006).

Wie schon die kurze Erläuterung der theoretischen Ausgangspunkte zeigt, sind Humankapitaltheorie und Segmentationsansätze im Bereich der beruflichen Weiterbildung keineswegs unvereinbar: Insbesondere das Konzept des dreigeteilten Arbeitsmarkts macht deutliche Anleihen bei der in der Humankapitaltheorie entwickelten Differenzierung von allgemeinen und (betriebs-) spezifischen Qualifikationen. In der empirischen Weiterbildungsforschung werden in der Regel humankapital- und segmentationstheoretische Hypothesen kombiniert und es zeigt sich, dass sich das Weiterbildungsgeschehen recht gut erklären lässt. Dies wird im nächsten Abschnitt bei der Aufarbeitung des Forschungsstands zu den Voraussetzungen und Folgen beruflicher Weiterbildung deutlich werden.

2 Forschungsstand

Da Becker und Hecken (2005) sowie Bellmann (2003) in den letzten Jahren Überblicksarbeiten zum Feld der beruflichen Weiterbildung vorgelegt haben, sollen hier vor allem Arbeiten herangezogen werden, die dort (noch) nicht berücksichtigt wurden. Die Dynamik des Forschungsfelds lässt sich daran ablesen, dass in der Zwischenzeit schon wieder eine Reihe von Forschungsarbeiten erschienen ist, die die empirischen Kenntnisse zur beruflichen Weiterbil-

derung aktualisieren.⁴ Besonders hervorzuheben ist hier die Studie von Büchel und Pannenberg (2004), die gleichzeitig eine Zusammenschau von Theorien und des Forschungsstands zu den Folgen beruflicher Weiterbildung darstellt und eigene empirische Ergebnisse zur Beteiligung und Wirksamkeit derselben präsentiert. Zusätzlich zu den neuesten Veröffentlichungen wird im folgenden Überblick an einigen Stellen auf (ältere) Arbeiten mit Mikrozensusdaten zurückgegriffen, weil diese Datenquelle für die vorliegende Expertise wichtig ist und die jüngsten Artikel – von den Expertisen für den Rat für Sozial- und Wirtschaftsdaten einmal abgesehen – vor allem die Daten des Sozio-ökonomischen Panels (vgl. SOEP Group 2001) und des Berichtssystems Weiterbildung (vgl. Kuwan u.a. 2006) nutzen.

Die prominentesten Datenquellen zur individuellen Beteiligung an beruflicher Weiterbildung sind das Sozio-ökonomische Panel (SOEP), das Berichtssystem Weiterbildung (BSW) und der Mikrozensus (MZ).⁵ Obwohl das zugrunde gelegte Konzept der beruflichen Weiterbildung in allen drei Datenbeständen ähnlich ist, gibt es Unterschiede in der Operationalisierung und die rohen Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung sind in ihrer Größenordnung über die drei Untersuchungen hinweg nicht vergleichbar (Behringer 1999; Büchel / Pannenberg 2004: 77). Dennoch finden sich große Übereinstimmungen bei den sozialen Strukturen bzw. der Segmentation der Weiterbildungsbeteiligung und z. T. auch bei ihrer Entwicklung. Das ist umso bemerkenswerter als sich bei Veröffentlichungen aus dem Bereich der akademischen Sozialforschung in der Regel auch die Abgrenzung und Zusammensetzung von Untersuchungs- oder Berichtsgruppen mehr oder minder stark unterscheidet: Es spricht gleichermaßen für die Stärke und für die Generalisierbarkeit der beobachtbaren Zusammenhänge.

2.1 Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung

Das BSW ist mit einem dreijährigen Erhebungsturnus zwar weniger aktuell als der Mikrozensus, bietet aber eine stärkere Kontinuität in der Berichterstattung (Wilkens 2005: 507), weil das Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung seit den 1970er Jahren nur in ge-

⁴ In der nächsten Zukunft dürfte sich die Forschungssituation mit der Veröffentlichung der Expertisen zum Wettbewerb „Bildung im Erwerbsleben“ des Rats für Sozial- und Wirtschaftsdaten noch einmal erheblich verbessern.

⁵ Die BIBB/IAB-Erhebungen (vgl. Dostal / Jansen 2002) wurden hier ausgelassen. Sie haben in ihrer Bedeutung für die Dokumentation des individuellen Weiterbildungsverhaltens schon bei der Erhebung 1998/99 nachgelassen, weil auf Detailfragen verzichtet wurde (Bellmann 2003: 44). Die Studie wurde 2005/06 als BIBB/BAuA-Erhebung in Zusammenarbeit zwischen dem Bundesinstitut für Berufsbildung und der Bun-

ringerem Umfang verändert wurde. Insofern ist es besonders geeignet, die Entwicklung der beruflichen Weiterbildungsbeteiligung nachzuzeichnen. Es zeigt sich ein streng monotoner, beinahe 20jähriger Anstieg der Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung in Deutschland von 1979 (10%) bis 1997 (30%). In den folgenden beiden Erhebungswellen sackten die Teilnahmequoten jedoch etwas ab über 29% (2000) bis auf 26% in der jüngsten Erhebung von 2003 (Kuwan u.a. 2006: 40). Ergebnisse des Mikrozensus (vgl. Schömann / Leschke 2004: 353; Weiß 2004: 191) und z. T. auch des SOEP weisen in die gleiche Richtung.⁶ Was die Interpretation der Zahlen angeht, war anfangs von Stagnation die Rede (Schömann / Leschke 2004: 353). Aber mittlerweile verfestigt sich die Erkenntnis, dass der Trend zur »Wissensgesellschaft« und zum »lebenslangen Lernen«, der hinter dem langfristigen Anstieg bis Mitte der 1990er Jahre gesehen wurde, nicht zwangsläufig ungebrochen und nicht irreversibel verläuft. Der Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland zeigt, dass der Rückgang nur z. T. auf eine Anpassung der im Wiedervereinigungsboom in den 1990er Jahren überhöhten ostdeutschen Beteiligungsquoten zurückzuführen ist. Für Westdeutschland alleine ist ein beinahe ebenso starker Rückgang zu verzeichnen. Aus wirtschafts- und bildungspolitischer Perspektive steht zu hoffen, dass für diesen Einbruch vor allem konjunkturelle Gründe ausschlaggebend waren, die nach einer Besserung der Konjunktur wieder in den Hintergrund treten.

2.2 Segmentation der beruflichen Weiterbildung

Soziale Ungleichheiten im Zugang zur beruflichen Weiterbildung werden unter den Stichworten »Segmentation« oder »Polarisierung« der Weiterbildung diskutiert (Friebel 1996; Wilkens 2005). Damit sind Prozesse der Fremd- und Selbstselektion potenzieller Teilnehmer nach vorgängigen Merkmalen angesprochen (Becker / Hecken 2005: 136). Eine besondere Rolle spielen Merkmale der allgemeinen Schul- und der beruflichen Erstausbildung (Dauer, Abschlüsse und das daran gekoppelte Qualifikationsniveau des Arbeitsplatzes) (Behringer

desanalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin weitergeführt. Ergebnisse zur Weiterbildungsbeteiligung liegen – nach Auskunft der Primärforscher – noch nicht vor.

⁶ Mit dem SOEP lassen sich zwei Arten von Teilnahmequoten bestimmen. Die erste – und für die Weiterbildungsforschung wichtigere – gibt die Anteile von Befragten wieder, die in den unregelmäßig stattfindenden Schwerpunktbefragungen zur beruflichen Weiterbildung (bisher 1989, 1993, 2000 und 2004) angeben, in den letzten drei Jahren an beruflicher Weiterbildung teilgenommen zu haben. Die zweite gibt jährlich den Anteil der Befragten an, die sich zum Zeitpunkt der Befragung in Weiterbildung befinden. Letztere liegt deutlich niedriger als Erstere und sinkt zwischen 1992 und 2001 (vgl. Schömann / Leschke 2004: 355). Für die Teilnahmequoten aus den Schwerpunkterhebungen war dagegen bis zur Erhebungswelle 2000 kein Absinken sondern ein moderater Anstieg zu beobachten (Wilkens 2005: 509). Nach der rohen, ungewichteten Randauszählung des SOEP (SOEPinfo) stagniert die Teilnahmequote aus den Schwerpunkterhebungen zwischen 2000 und 2004.

1998; Schiener 2006; Wilkens / Leber 2003). Als ob es nach dem »Matthäus-Prinzip« geschähe, nehmen Erwerbstätige mit hoher Vorbildung wesentlich häufiger an beruflicher Weiterbildung teil als andere (Bolder 2006; Bellmann / Leber 2003). Weiterbildung wirkt im Hinblick auf vorgängige soziale Ungleichheiten und die weiteren Erwerbchancen nicht kompensatorisch sondern kumulativ (Mayer 2000: 396-7). In der wirtschaftswissenschaftlichen Interpretation stellt sich die Frage nach der Komplementarität der Güter Aus- und Weiterbildung (Mincer 1994: 122; vgl. Büchel / Pannenberg 1994: 287). Aus soziologischer Perspektive fügt sich berufliche Weiterbildung als Teil des Statuszuweisungsprozesses nahtlos ein in die Transmission sozioökonomischer Ungleichheiten in und durch die Erwerbsverläufe der Individuen (vgl. Mayer 1991).

Was die soziodemographischen Merkmale angeht, finden sich in den einzelnen Studien stabile und gleichgerichtete Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen Alter und Weiterbildung nicht aber für die Beziehung zwischen Geschlecht und Weiterbildung. Die Weiterbildungsbeteiligung ist in jungen Jahren gering, steigt dann rasch an, nimmt aber mit zunehmendem Alter bzw. Berufserfahrung wieder ab (Schömann / Leschke 2004; Wilkens 2005).⁷ Für westdeutsche Erwerbstätige beispielsweise lassen sich auf Basis der Schwerpunkterhebungen des SOEP konkave Altersprofile der Weiterbildungsbeteiligung schätzen, deren Hochpunkte etwa bei 35 Jahren liegen (Schiener 2006: 175-6; vgl. Pfeiffer 2001: 27). Außerdem finden sich Hinweise auf eine Verstärkung der altersspezifischen Weiterbildungsungleichheit in den 1990er Jahren (Schiener 2006: 186). Für den Zusammenhang zwischen Geschlecht und Weiterbildung gibt es unterschiedliche Ergebnisse je nachdem, wie die Untersuchungsgruppen abgegrenzt werden, ob eine bivariate oder eine multivariate Betrachtung vorliegt und welche Kovariaten kontrolliert werden (Schiener 2006: 175-6; Schömann / Leschke 2004: 381). Für *erwerbstätige* Männer und Frauen zeigen bivariate Analysen (BSW, SOEP) jedoch, dass die ehemals starke geschlechtsspezifische Ungleichheit in der Weiterbildungsbeteiligung in den letzten Jahren abgebaut wurde (Kuwan u.a. 2006: 121; Schiener 2006: 169-70).⁸ Dieses Ergebnis wurde außerdem in multivariaten Analysen mit dem SOEP-Schwerpunkt aus dem Jahr 2000 abgesichert (Schömann / Leschke 2004; Wilkens / Leber 2003). Für die Zukunft

⁷ Einen umfassenden Überblick speziell zur Weiterbildung von Älteren (größer gleich 50 Jahre) geben Schröder und Gilberg (2005).

⁸ In einer einzelnen Querschnittstudie des BIBB zur beruflichen Weiterbildung finden sich geringe Nachteile von Frauen (Teilnahmequote: 71%) gegenüber Männern (75%) (Beicht 2005:13). Allerdings beinhaltet »berufliche Weiterbildung« hier – im Gegensatz zum BSW und zum SOEP – auch informelle und eine größere Bandbreite an nicht-formellen Formen der Weiterbildung (Beicht 2005: 9).

stellt sich die Frage, ob die geschlechtsspezifischen Ungleichheiten nicht – ähnlich wie in anderen Bereichen des Bildungssystems – zugunsten der Frauen umschlagen.

Wie oben bereits angesprochen, ist die Bildungsselektivität der Weiterbildungsbeteiligung eines der am besten gesicherten Ergebnisse der Weiterbildungsforschung (Becker / Hecken 2005: 150-1). Die allgemeine und berufliche Vorbildung gehören zweifellos zu den stärksten Prädiktoren der Weiterbildungsteilnahme (Weiß 2004). Nach den Daten des BSW ist die Wahrscheinlichkeit beruflicher Weiterbildung für Personen mit Abitur mehr als doppelt so hoch wie für Personen mit niedriger Schulbildung (höchstens Hauptschulabschluss) (Kuwan u.a. 2006: 105). Was die berufliche Bildung angeht, ist die Weiterbildungswahrscheinlichkeit für Hochschulabsolventen sogar viermal größer als für Unqualifizierte (Kuwan u.a. 2006: 110). Für die Entwicklung dieser Bildungsungleichheiten kommt man im Detail zu unterschiedlichen Ergebnissen, je nachdem ob Prozentsatzdifferenzen, Prozentsatzverhältnisse oder Chancenverhältnisse zur Beurteilung verwendet werden (vgl. Breen 2004; Breen / Goldthorpe 1999; Handl 1985). Alles in allem kann man aber davon ausgehen, dass die Bildungsselektivität in den letzten Jahren nicht abgenommen hat sondern eher konstant geblieben ist (Becker / Hecken 2005: 150). In diese Richtung weisen auch multivariate Analysen der Weiterbildungsbeteiligung Erwerbstätiger mit dem SOEP (Schiener 2006: 184-6): Unter Kontrolle des erforderlichen Qualifikationsniveaus am Arbeitsplatz, bleibt der Effekt der formalen Bildungsabschlüsse zwischen 1989 und 2000 gleich. Es reduziert sich lediglich der partielle Effekt der Qualifikationsanforderungen der beruflichen Tätigkeit im Vergleich von hoch- und gering qualifizierten Tätigkeiten.

Neben den Qualifikationsanforderungen gibt es noch eine Reihe von weiteren Arbeitsplatz-Strukturmerkmalen, die einen deutlichen Einfluss auf die Weiterbildungsbeteiligung ausüben und mittlerweile zum Kanon der üblicherweise untersuchten Einflussfaktoren gehören (Schiener 2006; Schömann / Leschke 2004; Wilkens 2005; Wilkens / Leber 2003). Dazu gehören die Zugehörigkeit zum öffentlichen Dienst in Vergleich zur Privatwirtschaft, der Wirtschaftszweig, die Betriebsgröße, die Ausübung einer Vollzeit- gegenüber einer Teilzeitbeschäftigung, Selbstständigkeit versus abhängiger Beschäftigung oder den Besitz eines unbefristeten Arbeitsvertrags gegenüber einer befristeten Anstellung. Die Befunde können hier nicht im Einzelnen ausgebreitet werden, da sie in stärkerem Maße heterogen sind nach der Abgrenzung von Berichtszeiträumen und Untersuchungsgruppen, den zugrunde liegenden Daten und der verwendeten statistischen Verfahren als die Ergebnisse zu den Effekten von Alter und Bildung. Tendenziell lässt sich eine erhöhte Weiterbildungsbeteiligung im öffentli-

chen Dienst, in größeren Betrieben, bei Vollzeittätigkeit, unbefristeter Anstellung und beruflicher Selbstständigkeit festhalten. Auf der Basis des SOEP, das im Unterschied zum Mikrozensus eine Unterscheidung von individueller und betrieblicher Weiterbildung erlaubt (Behringer 1999), ergibt sich ein interessantes Ergebnis zur Wirkung befristeter Beschäftigung: Während ein unbefristeter Arbeitsvertrag die Beteiligung an betrieblicher Weiterbildung steigert, erhöht eine befristete Tätigkeit die Wahrscheinlichkeit individueller Weiterbildung und beide Effekte verstärken sich im Verlauf der 1990er Jahre (Schiener 2006: 186).

2.3 Statureffekte beruflicher Weiterbildung

Die empirischen Ergebnisse zur Wirksamkeit beruflicher Weiterbildung lassen sich nach einer Reihe von methodischen und inhaltlichen Aspekten ordnen (vgl. Bellmann 2003; Büchel / Pannenberg 2004). An dieser Stelle wird eine dreidimensionale Klassifikation verwendet:

- 1) Zur besseren Übersicht wird in der ersten Dimension die methodische Frage nach der zugrunde liegenden Datenstruktur und dem verwendeten Untersuchungsdesign in den Vordergrund gestellt, denn inhaltliche Aussagen zu den Statureffekten beruflicher Weiterbildung sind maßgeblich von den methodischen Bedingungen abhängig, unter denen sie gewonnen werden. Unterschieden werden in dieser Dimension drei Klassen von empirischen Studien: 1. Querschnittanalysen, die typischerweise Statusverteilungen und Statusunterschiede auf der Basis von OLS-Regressionen schätzen. 2. Mobilitätsanalysen, welche die Statusentwicklung von Individuen zwischen zwei Zeitpunkten (vor und nach der Weiterbildung) fokussieren und entsprechende Statusübergänge i. d. R. explizit modellieren.⁹ 3. Panelanalysen, die eine größere Anzahl von Messzeitpunkten gleichzeitig berücksichtigen und üblicherweise Fixed-Effects- oder Random-Effects-Modelle verwenden (vgl. Engel 1998; Langer 2004; Petersen 2004). Nicht einbezogen wurden Matching-Studien, die den Nutzen beruflicher Weiterbildung mit Daten von „statistischen

⁹ In der Klasse der Mobilitätsanalysen sind sowohl die zugrunde liegenden Datenstrukturen als auch die verwendeten statistischen Verfahren äußerst heterogen. In Frage kommen Querschnittsdaten mit retrospektiven Elementen (z.B. BIBB/IAB-Erhebung), retrospektiv erhobene Ereignisdaten (Lebensverlaufsstudie) oder prospektiv erhobene Paneldaten, die mit Modellen für zwei Zeitpunkte ausgewertet werden. Noch vielfältiger sind die statistischen Analyseverfahren. Sie reichen von einfachen Kreuztabellen, über loglineare und Logitmodelle bis hin zu Modellen der Ereignisanalyse. Zudem sind Überschneidungen zwischen den Klassen der Mobilitäts- und der Panelanalysen festzustellen (s. u.). Wenn in einzelnen Studien (z.B. Büchel / Pannenberg 2004) Mobilitätsprozesse mit Fixed- oder Random-Effects-Modellen untersucht werden, so werden sie im Folgenden unter den Panelanalysen geführt.

Zwillingen“ evaluieren, weil sie sich i. d. R. auf spezielle Formen und Programme beruflicher Weiterbildung beziehen (z.B. SGB-geförderte Weiterbildung).

- 2) In der zweiten Dimension wird inhaltlich zwischen Berufsprestigeeffekten und Einkommenseffekten beruflicher Weiterbildung unterschieden. Auswirkungen beruflicher Weiterbildung sind theoretisch auch in anderen Bereichen zu erwarten (vgl. zu einem erweiterten Set: Büchel / Pannenberg 2004), aber mit dem Mikrozensus sind nur Einkommen und Berufsprestige über einen längeren Zeitraum konsistent zu operationalisieren. Da moderne Fassungen des Konzepts »Berufsprestige« theoretisch recht unspezifisch und als Proxy für den beruflichen Status anzusehen sind, werden im Überblick zum Forschungsstand auch andere Konzepte des beruflichen Status (berufliche Stellung, sozioökonomischer Status, erforderliche Ausbildung im Beruf) berücksichtigt.
- 3) Die dritte Dimension dieser Übersicht wird wieder durch eine methodische Frage aufge-spannt: Es geht um die Frage, inwiefern die Selektivität in der Weiterbildungsbeteiligung bei der Analyse ihrer Statureffekte berücksichtigt wird (Becker / Hecken 2005; Becker / Schömann 1996). In der Darstellung werden nur die Zustände „mit“ oder „ohne Kontrolle“ von Selektivität unterschieden. Allerdings hat „Kontrolle von Selektivität“ vor dem Hintergrund unterschiedlicher Datenstrukturen und Analyseverfahren auch verschiedene Bedeutungen. Bei Querschnitt- und Mobilitätsanalysen wird in der Praxis meist die sog. „Heckman-Korrektur“ durchgeführt (Heckman 1979, 1997; vgl. Engelhardt 1999). Bei Panelanalysen mit Fixed- oder Random-Effects-Modellen ist das nicht nötig, denn solche Modelle kontrollieren sowohl die beobachtete als auch die unbeobachtete konstante Heterogenität auf der Personenebene, an die Prozesse von Fremd- und Selbstselektion anknüpfen. In Wachstumsmodellen findet Pischke (2000: 21) jedoch Hinweise darauf, dass die Selektion in die berufliche Weiterbildung nicht am personenspezifischen *Einkommensniveau* ansetzt, das in den gewöhnlichen Panelmodellen kontrolliert wird, sondern an der personenspezifischen *Einkommensentwicklung*.

Eine Übersicht der verwendeten Studien zum folgenden Bericht zum Forschungsstand findet sich in Tabelle 1. Die Auswahl der empirischen Studien soll die Darstellung von Bellmann (2003: 91-4) ergänzen und nicht ersetzen. Insofern sind Studien enthalten, die dort noch nicht oder nicht mehr berücksichtigt wurden, aber gleichwohl wichtig für das Forschungsfeld und die hier getroffenen Unterscheidungen sind. Die Übersicht offenbart einige weiße Flecken im Forschungsfeld, auf die in der folgenden Diskussion näher einzugehen ist. Festzuhalten ist,

dass diese Lücken auch mit den von Bellmann (2003) diskutierten Studien nicht zu schließen sind.

Tabelle 1: Forschungsstand (Übersicht der verwendeten Studien)

| Untersuchungsdesign | | Berufseffekte | Einkommenseffekte |
|---------------------|-----|--|--|
| Querschnittanalysen | OSK | | Kuckulenz 2006 (BIBB/IAB-Erhebung, Mikrozensus, SOEP) Pfeiffer / Brade 1995 (Mikrozensus) |
| | SK | | Pfeiffer / Reize 2000 (BIBB/IAB-Erhebung) |
| Mobilitätsanalysen | OSK | Becker 1991 (Lebensverlaufsstudie) Schiener 2006 (SOEP) | |
| | SK | Büchel / Pannenberg 1994; Pannenberg 1997 (SOEP) | Becker / Schömann 1996, 1999; Schömann / Becker 1998, 2002 (Lebensverlaufsstudie) |
| Panelanalysen | OSK | Büchel / Pannenberg 2004 (SOEP) | Büchel / Pannenberg 2004; Pannenberg 1997, 1998; Pischke 2000 (SOEP) |
| | SK | Büchel / Pannenberg 2004 (SOEP) | Büchel / Pannenberg 2004; Pischke 2000 (SOEP) |

Die Übersicht ist nach insgesamt drei Dimensionen geordnet: 1) verwendetes Untersuchungsdesign / Datenstruktur, 2) Zielvariable / Statusdimension, 3) ohne / mit Selektivitätskorrektur („OSK“, „SK“).

Querschnittanalysen

Die vorliegenden Querschnittanalysen beziehen sich ausschließlich auf Einkommenseffekte der Weiterbildung, nicht aber auf Berufseffekte.¹⁰ Die Querschnittanalyse von Einkommenseffekten der Weiterbildung steht in der Tradition der Humankapitalforschung und ist speziell mit dem klassischen Ansatz von Jacob Mincer verbunden (1974; vgl. Lemieux 2006): Hier wird das logarithmierte Einkommen als lineare Funktion der Bildung / Ausbildung in Jahren und als quadratische Funktion der (potenziellen) Berufserfahrung in Jahren modelliert. In der ursprünglichen Formulierung wurde berufliche Weiterbildung als latente Variable („Training-on-the-Job“) angesehen und über die Berufserfahrung in das Modell projiziert. In neueren Ansätzen werden zusätzlich direkte Indikatoren für formale Aktivitäten beruflicher Weiterbildung und eine Vielzahl von Kovariaten berücksichtigt. Es geht nun weniger darum, ein möglichst sparsames Modell zur Erklärung der Erwerbseinkommen von Arbeitskräften zu entwickeln, sondern um eine von konkurrierenden Einflussfaktoren bereinigte Schätzung der Einkommenseffekte formaler Aktivitäten beruflicher Weiterbildung. In dieser Tradition steht die Arbeit von Pfeiffer und Brade (1995), deren Ergebnisse aufgrund ihrer Datenbasis (Mikrozensus 1991) für die vorliegende Expertise relevant sind. Im Mikrozensus 1991 stehen das persönliche Nettoeinkommen und mehrere Indikatoren zur Teilnahme an beruflicher Weiterbildung zur Verfügung: Inzidenz (bezogen auf die letzten 2 Jahre), Dauer und Art der Weiterbildung. Pfeiffer und Brade (1995: 320-1) ermitteln partielle Einkommensrenditen der Beteiligung an beruflicher Weiterbildung in den letzten zwei Jahren.¹¹ Sie betragen durchschnittlich gut 5% und streuen für unterschiedliche Kombinationen der Art und Dauer beruflicher Weiterbildung zwischen 0 und 12%.¹² Dabei werden mit kürzeren Weiterbildungszeiten (bis zu 6 Monaten Dauer) höhere Renditen erzielt als mit längeren. Systematische (und interpretierbare) Unterschiede zwischen verschiedenen Arten beruflicher

¹⁰ Humankapitaltheoretisch erscheint das auf den ersten Blick verständlich, weil Einkommenspositionen im Erwerbsverlauf typischerweise häufiger variieren als Berufspositionen, stärker an die Produktivität der Arbeitskräfte gekoppelt sein dürften und damit leichter auf Investitionen in berufliche Weiterbildung reagieren sollten. Auf den zweiten Blick wird deutlich, dass sich diese Argumente auf Mobilitätsvorgänge beziehen. Da wir in Querschnittanalysen aber ohnehin nur die *Folgen* oder *Resultate* von Mobilitätsvorgängen untersuchen können, sollten sich Berufseffekte in Querschnittanalysen mit dem gleichen Recht oder Unrecht untersuchen lassen wie Einkommenseffekte.

¹¹ Die Analyse ist beschränkt auf „abhängig erwerbstätige westdeutsche Männer mit deutscher Staatsangehörigkeit mit einer Berufserfahrung zwischen 0 und 30 Jahren“ (Pfeiffer / Brade 1995: 298), die ausschließlich Einkommen aus Erwerbs- bzw. Berufstätigkeit angegeben haben.

¹² Der korrigierte Determinationskoeffizient der Modelle liegt bei ca. 48% für die berufliche Weiterbildung und sämtliche Kovariaten. Es wäre interessant zu erfahren, wie viel davon alleine auf die berufliche Weiterbildung zurückzuführen ist.

Weiterbildung (z.B. betrieblich vs. überbetrieblich) lassen sich nur schwer ausmachen: So entfallen die höchsten Renditen bereits abgeschlossener Weiterbildungsmaßnahmen von 12% auf die Residualkategorie „andere Art von Weiterbildung“ mit einer Dauer bis zu einem Monat, gefolgt von einer 10%igen Rendite betrieblicher Weiterbildung mit einer Dauer zwischen eins und sechs Monaten.

In einer Querschnittanalyse von Daten aus der BIBB/IAB-Erhebung 1991 bestimmen Pfeiffer und Reize (2000) die Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung in den letzten fünf Jahren vor der Befragung unter Kontrolle des selektiven Zugangs zur beruflichen Weiterbildung.¹³ Dabei wird zwischen den Effekten formaler und informeller Weiterbildung unterschieden.¹⁴ Die Resultate von einführenden OLS-Regressionen für abhängig Beschäftigte sind mit den oben für die Mikrozensus-Daten dargestellten Ergebnissen im Großen und Ganzen vereinbar: Die partiellen Einkommensrenditen liegen bei 8% für informelle Weiterbildung und bei 10% für formale Weiterbildungsmaßnahmen (Pfeiffer / Reize 2000: 18). Das mit Selektivitätskorrektur geschätzte Verdienstdifferential liegt mit 25% für die Teilnehmer und 31% für die Nichtteilnehmer noch einmal deutlich darüber, wobei der Selektionseffekt bei den abhängig Beschäftigten von untergeordneter Bedeutung ist (Pfeiffer / Reize 2000: 21). In der abschließenden Zusammenschau ihrer Ergebnisse geben die Autoren aber zu bedenken: „Die relativ hohen, aber für die Gruppe der Nichtteilnehmer nicht ausgeschöpften Verdienstpoteziale (...) deuten auf einen selektiven Zugang zur Weiterbildung hin, der beispielsweise von Kreditmarktbeschränkungen oder von betrieblichen Auswahlprozessen abhängen könnte (...). Häufig sind, so interpretieren wir die Ergebnisse unserer Studie, betriebliche Karrieren und Weiterbildung gekoppelt, so dass zunehmende Verdienste eher vom Einmünden in bestimmte Karrierepfade als von der Weiterbildung herrühren. (...) Wenn die Interpretation zutrifft, und beispielsweise Kreditmarktbeschränkungen nicht entscheidend sind, würde eine forcierte Weiterbildung der Arbeitnehmer, die in der Stichprobe nicht an Weiterbildung teilnahmen, letztlich nicht zu einer Zunahme deren Einkommen führen, es sei denn, die Teilnahme an Weiterbildung erhöhe auch deren Chancen auf eine betriebliche Karriere“ (Pfeiffer / Reize 2000: 24-5). Damit verweisen die Autoren auf den komplexen Zusammenhang zwi-

¹³ Die Selektivitätskontrolle erfolgt je nach technischen Erfordernissen mit dem Switching-Regression-Ansatz bzw. durch die Heckman-Korrektur (vgl. die Diskussion der ökonomischen Modelle bei Pfeiffer / Reize 2000: 5-9).

¹⁴ Die Untersuchungsgruppen sind beschränkt auf Vollzeitbeschäftigte im Alter zwischen 15 und 65 Jahren mit deutscher Staatsangehörigkeit, die einen Ausbildungs- oder Fachschulabschluss erworben haben (Pfeiffer / Reize 2000: 10).

schen Weiterbildung, beruflicher Mobilität und Einkommensentwicklung der in den folgenden Abschnitten näher beleuchtet wird.

Mobilitätsanalysen

Mobilitätsanalysen zur *beruflichen* Entwicklung liegen sowohl mit Kontrolle von Selektionsprozessen in die Weiterbildung vor (Büchel / Pannenberg 1994) als auch ohne sie (Becker 1991; Schiener 2006). Wenden wir uns zunächst Letzteren zu. Becker (1991) unternimmt mit den Daten der Lebensverlaufsstudie eine Ereignisanalyse der Karrieremobilität für den Zeitraum von 1945 bis 1980. Hier werden die Ereignisse des beruflichen Auf- oder Abstiegs durch einen Vergleich der Magnitude-Berufsprestigewerte (vgl. Wegener 1985, 1988) vor und nach einem Tätigkeitswechsel definiert. Es werden jeweils getrennte Schätzungen für Männer und Frauen vorgenommen (Becker 1991: 361). Es zeigt sich, dass die bloße Teilnahme an beruflicher Weiterbildung die Aufstiegschancen weder bei Männern noch bei Frauen signifikant verbessert. Ein erfolgreicher Weiterbildungsabschluss erhöht dagegen die Aufstiegschancen bei beiden Geschlechtern beträchtlich. Berufliche Weiterbildung kann die Karrierechancen nicht nur verbessern, indem sie berufliche Aufstiege befördert, sondern auch, indem sie zum Statuserhalt beiträgt und berufliche Abstiege verhindert. Hier sind die Ergebnisse im Vergleich zu den Aufstiegen umgekehrt gelagert. Bereits die bloße Teilnahme an beruflicher Weiterbildung reduziert die Abstiegsrisiken für beide Geschlechter signifikant. Der erfolgreiche Abschluss der Weiterbildungsmaßnahmen hat dagegen keine zusätzliche Wirkung.

Den Zusammenhang zwischen beruflicher Weiterbildung und Karrieremobilität untersucht Schiener (2006: 195-238) in einer Trendanalyse mit drei Schwerpunkterhebungen (1989, 1993, 2000) zur beruflichen Weiterbildung im SOEP. Anhand einer kategorialen Skala der erforderlichen Ausbildung im Beruf werden Übergangsmatrizen der Karrieremobilität von Erwerbstätigen über Zeiträume von jeweils drei Jahren hinweg erstellt und mithilfe von konditionalen und kumulativen Logitmodellen mit dem zwischenzeitlichen Weiterbildungsverhalten in Beziehung gesetzt. Im Durchschnitt des gesamten Untersuchungszeitraums sind unter Kontrolle einer Vielzahl von Kovariaten positive Karriereeffekte der Beteiligung an beruflicher Weiterbildung zu beobachten. Sie sind für Arbeitskräfte auf gering qualifizierten Ausgangsarbeitsplätzen größer als für Arbeitskräfte auf hoch qualifizierten Ausgangsarbeitsplätzen. In der Gruppe der Weiterbildungsteilnehmer trägt berufliche Weiterbildung zur Verringerung sozialer Ungleichheit bei. In der Abfolge der einzelnen Untersuchungsperioden verringert sich der Effekt der beruflichen Weiterbildung auf die Karrieremobilität jedoch sukzessive

und in der letzten Untersuchungsperiode ist der Effekt der beruflichen Weiterbildung schließlich nicht mehr signifikant.

Büchel und Pannenberg (1994) untersuchen den Zusammenhang zwischen Weiterbildung und beruflicher Karrieremobilität mit SOEP-Daten aus der ersten Schwerpunkterhebung zur beruflichen Weiterbildung. Sie verwenden ein bivariates Probitmodell, um die Selektion in die berufliche Weiterbildung zu kontrollieren (Büchel / Pannenberg 1994: 280-1). Der Indikator beruflichen Aufstiegs wird für Arbeiter und Angestellte auf Basis einer differenzierten Skala der Stellung im Beruf gebildet (vgl. Hoffmeyer-Zlotnik 1993, 1998, 2003). In Bezug auf diesen vergleichsweise groben Indikator lassen sich positive Karriereeffekte der beruflichen Weiterbildung nicht per se feststellen sondern nur für Weiterbildungsmaßnahmen von weniger als einem Monat Dauer und einer mehrfachen Weiterbildungsbeteiligung (Büchel / Pannenberg 1994: 286-7).

Bei den hier vorzustellenden Studien zum Zusammenhang von Weiterbildung und *Einkommensmobilität* wurde im Unterschied zur Berufsmobilität ausnahmslos eine Kontrolle der Selektion in die berufliche Weiterbildung durchgeführt. Becker und Schömann (1996, 1999; Schömann / Becker 1998, 2002) haben in diesem Zusammenhang eine ganze Reihe von Analysen für Westdeutschland zwischen 1950 und 1980 auf Basis der Lebensverlaufsstudie vorgelegt. Die Selektion in die Weiterbildung wird mithilfe des Heckman-Verfahrens kontrolliert. Als Kriterium der Einkommensmobilität werden Veränderungen im deflationierten Netto-Stundeneinkommen verwendet (Becker / Schömann 1996: 439), und zwar getrennt für inner- und zwischenbetriebliche Arbeitsplatzwechsel sowie beim Verweilen auf ein und demselben Arbeitsplatz. Einkommenseffekte der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung sind für die Männer nur bei innerbetrieblichen und für die Frauen nur bei zwischenbetrieblichen Arbeitsplatzwechseln festzustellen. Mit dieser Einschränkung sind die Weiterbildungsrenditen zwar für beide Geschlechter positiv, aber ein – ebenfalls für beide Geschlechter – signifikanter Trendindikator verweist auf zwischen 1950 und 1980 sinkende Ertragsraten der beruflichen Weiterbildung. Für Männer zahlt sich bei innerbetrieblichen Arbeitsplatzwechseln zusätzlich der erfolgreiche Abschluss einer Weiterbildungsmaßnahme aus. Auf ein und demselben Arbeitsplatz sind Einkommenseffekte der Beteiligung an beruflicher Weiterbildung wiederum nur für Frauen festzustellen (Becker / Schömann 1996: 451). Auch hier sind die Ertragsraten positiv und sinken im Untersuchungszeitraum ab. Zusätzlich wirkt sich hier auch die kumulierte Dauer vorhergehender Weiterbildungsmaßnahmen einkommenssteigernd aus.

Panelanalysen

Anhand von SOEP-Daten aus den Jahren 1984 bis 2002 führen Büchel und Pannenberg (2004: 116-8) Panelanalysen zu den Karriereeffekten beruflicher Weiterbildung mit linearen Fixed-Effects- und Random-Trend-Modellen durch. Im Sinne der oben entwickelten Unterscheidung werden dabei sowohl Ergebnisse mit als auch ohne Kontrolle von Selektion in die Weiterbildung vorgelegt. Der berufliche Aufstieg wird für die Untersuchungsgruppe der abhängig Beschäftigten durch einen Vergleich der beruflichen Stellung in aufeinander folgenden Erhebungswellen operationalisiert.¹⁵ Die Ergebnisse der Fixed-Effects-Modelle lassen zunächst auf positive Karriereeffekte beruflicher Weiterbildung für jüngere Westdeutsche zwischen 20 und 44 Jahren, nicht aber für ältere Westdeutsche und insgesamt für Ostdeutsche schließen. Werden jedoch weitergehende Anstrengungen zur Kontrolle von Selektion in die Weiterbildung unternommen, finden sich positive Karriereeffekte nur noch für eine „handverlesene“ Unterstichprobe von vollzeitbeschäftigten westdeutschen Männern (Büchel / Pannenberg 2004: 118). Im Vergleich zu der älteren Mobilitätsanalyse der Schwerpunkterhebung zur beruflichen Weiterbildung von 1989 im SOEP (Büchel / Pannenberg 1994; s. o.) sind die Ergebnisse ernüchternd. Es stellt sich die Frage, ob sich die Resultate in Bezug auf differenziertere Konzepte des beruflichen Status – wie sie beispielsweise mit der Magnitude-Prestige-Skala von Wegener (1985, 1988) im SOEP enthalten sind – nicht anders darstellen.

Fixed-Effects-Modelle zu den Einkommenseffekten beruflicher Weiterbildung haben neben Büchel und Pannenberg (2004) auch Pannenberg (1997, 1998) und Pischke (2000, vgl. 2001) vorgelegt. Obwohl das SOEP Datengrundlage aller vier Studien ist, sind die Ergebnisse nicht ganz einheitlich: Pischke (2000) findet mit der Schwerpunkterhebung von 1989 im Gegensatz zu den anderen Studien keine (auf dem üblichen Niveau) signifikanten Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung. Im Folgenden beschränke ich mich auf die Studie von Büchel und Pannenberg (2004), die den längsten Untersuchungszeitraum von 1984 bis 2002 abdeckt. Unter strenger Kontrolle der Selektion in die Weiterbildung finden sich signifikant positive Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung sowohl für Ostdeutschland (zwischen 7 und 8%) als auch für Westdeutschland (zwischen 3 und 4%). In Westdeutschland sind die insgesamt positiven Effekte allerdings allein auf die Weiterbildungsaktivitäten jüngerer Erwerbstätiger zwischen 20 und 44 Jahren zurückzuführen, für Ältere zwischen 45 und 64 Jahren sind sie nicht signifikant. In Ostdeutschland sind die Effekte dagegen für ältere Erwerbs-

tätige tendenziell höher als für jüngere. Zur Erklärung des Ost-/West-Unterschieds weisen Büchel und Pannenberg darauf hin, dass sich das Gros der in der Stichprobe erfassten Weiterbildungsaktivitäten in den Jahren kurz nach der Wende abgespielt hat, wo offenbar „mit gutem Erfolg marktgängige Fertigkeiten vermittelt wurden, die den Teilnehmern einen nachhaltigen Einkommensvorsprung vor Nichtteilnehmern sicherten“ (2004: 116).

Zusammenfassung

Im Überblick zeigt sich, dass die empirische Forschung zu den Statureffekten beruflicher Weiterbildung in der Bundesrepublik mittlerweile ein hohes Niveau erreicht hat, obwohl sie nur von einigen wenigen Akteuren getragen wird. Dabei werden Einkommenseffekte häufiger untersucht als berufliche Status- oder Prestigeeffekte: Der „soziologische“ Zweig der Forschung ist schwächer ausgeprägt als der „ökonomische“. Nach dem Schema in Tabelle 1 fehlen Querschnittanalysen der Berufseffekte beruflicher Weiterbildung komplett,¹⁶ obwohl sie methodisch gesehen ebenso gerechtfertigt sind wie Querschnittanalysen von Einkommenseffekten. Entsprechende Ergebnisse werden im Rahmen der vorliegenden Expertise (s. u.) präsentiert. Zudem sind die Resultate zu den Einkommenseffekten beruflicher Weiterbildung einheitlicher als die Ergebnisse zu den beruflichen Statureffekten der Weiterbildung. Bei Ersteren finden sich im Regelfall signifikant positive Einkommenseffekte in einer – bedenkt man die Unterschiede im Untersuchungsdesign – vergleichbaren oder zumindest plausiblen Größenordnung. Bei Letzteren finden sich signifikant positive Effekte lediglich im Rahmen von Mobilitätsanalysen nicht aber mit den Fixed-Effects-Modellen der Panelanalysen (vgl. Büchel / Pannenberg 2004). Das könnte auf die dort verwendete vergleichsweise grobe Operationalisierung von Berufseffekten bzw. beruflicher Mobilität auf Basis der Stellung im Beruf zurückzuführen sein. Hier wäre in Zukunft mit den Daten des Mikrozensus-Panels und des Sozio-ökonomischen Panels zu prüfen, ob Fixed-Effects-Modelle mit feiner differenzierten Maßen des beruflichen Status als abhängiger Variablen nicht zu besseren Ergebnissen führen. Entsprechende Maße sind sowohl für das SOEP als auch für den Mikrozensus verfügbar (siehe unten).

¹⁵ Obwohl die Studie aufgrund der verwendeten Modelle hier den Panelanalysen zugeordnet wurde, wäre sie anhand der Definition der abhängigen Variablen auch unter den Mobilitätsanalysen zu fassen gewesen.

¹⁶ Zu verweisen ist allerdings auf die älteren Pfadanalysen von Müller (1972, 1973, 1975, 1977; vgl. Schiener 2006), die in dem Schema zum aktuellen Forschungsstand nicht mehr berücksichtigt wurden.

3 Daten und Konzepte

Für die gegebene Fragestellung werden die Mikrozensususerhebungen von 1989 bis 2004 kumuliert und simultan analysiert. Mit der multiplen linearen und logistischen Regression kommen vorwiegend multivariate Standardverfahren zur Anwendung, die sich auch zur Analyse von kumulierten oder „gepoolten“ Querschnittsdaten eignen (Firebaugh 1997; Firebaugh / Haynie 1997). Aspekte des sozialen Wandels lassen sich in diesem Rahmen anhand von Trendindikatoren und Interaktionseffekten mit inhaltlich bedeutsamen Kovariaten modellieren. Allerdings zeigen sich bei der Analyse von Fragestellungen zur beruflichen Weiterbildung mit dem Mikrozensus auch die potenziellen Probleme des Ansatzes (Micklewright 1994). Obwohl die Erhebung speziell zur Beschreibung und Analyse des sozialen Wandels konzipiert ist, hat sich z.B. das Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung im Mikrozensus zwischen 1989 und 2004 nicht weniger als fünfmal geändert. Dieser Tatsache wird bei den folgenden Analysen Rechnung zu tragen sein. Im Folgenden wird die Operationalisierung von beruflicher Weiterbildung, des Berufsprestiges und des Einkommens detaillierter dargestellt. Deskriptive Maße zu allen verwendeten Variablen in den einzelnen Mikrozensusjahren finden sich im Anhang.

*Berufliche Weiterbildung*¹⁷

Weiterbildung im Mikrozensus gilt als „Fortsetzung oder Wiederaufnahme (fremd-) organisierten, formalen Lernens nach dem Abschluss der Erstausbildung und dem Eintritt in die volle Erwerbstätigkeit“. Die Definition ist mit der des Deutschen Bildungsrates (1972 [1970]) vereinbar. Während jeweils *allgemeine* und *berufliche* Weiterbildung getrennt erhoben wird und somit eine Unterscheidung der beiden Formen ermöglicht, ist eine Differenzierung des Weiterbildungsbegriffs in z.B. formale vs. nicht-formale und geförderte / nicht geförderte Aktivitäten nur für einzelne Erhebungswellen realisierbar und wird deshalb in der vorliegenden Arbeit nicht weiter verfolgt. Die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung bezieht sich für die Erhebungswellen von 1989 bis 1995 auf die letzten *zwei Jahre* vor der Befragung (Hilzenbecher 1991) und für die Erhebungswellen von 1996 bis 2004 auf das letzte *Jahr* vor der Befragung. Der in die Analysen eingehende Indikator „Teilnahme an beruflicher Weiterbildung“ (0 = nein, 1 = ja) misst jene Weiterbildungsaktivitäten in diesem Zeitraum, die aus-

¹⁷ Im Folgenden werden die zentrale unabhängige Variable (Teilnahme an beruflicher Weiterbildung) sowie die beiden abhängigen Variablen vorgestellt. Eine Übersicht weiterer in die Modelle eingehender Prädiktoren und deren Operationalisierung findet sich aus Platzgründen in Tabelle 9 im Anhang.

schließlich *beruflicher* Natur sind und nicht der beruflichen Erstausbildung entsprechen.¹⁸ Die verwendeten Variablen sowie die Erstellung der Weiterbildungsvariablen können Tabelle 8 im Anhang entnommen werden. Die Problematik der im Zeitverlauf wechselnden Erhebungsschemata wird in Abbildung 1 deutlich, welche die beobachteten Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung zeigt. Die Kontrolle dieser „Fragedesigneffekte“ erfolgt im Weiteren mittels Dummy-Variablen für diejenigen Zeiträume, die ein einheitliches Erhebungsschema aufweisen. Deren Kodierung sowie auch die Definitionen der weiteren Variablen sind in Tabelle 8, Tabelle 9 und Tabelle 10 im Anhang dargestellt.

Beruflicher Status / Berufsprestige

In der soziologischen Ungleichheitsforschung wird der Beruf als wichtiger Indikator für den sozioökonomischen Status von Personen, Haushalten und Familien angesehen (Blau / Duncan 1967; Goldthorpe / Hope 1974). Mittlerweile existieren – auf nationaler wie auf internationaler Ebene – eine ganze Reihe von elaborierten und fein differenzierten Skalen des beruflichen Status oder Prestiges (Ganzeboom / Treiman 2003; Hauser / Warren 1997). Für den Mikrozensus wurden die Magnitude-Prestigeskala (MPS) von Wegener (1985, 1988) und der Internationale Soziökonomische Index des beruflichen Status (ISEI) von Ganzeboom, De Graaf und Treiman (1992) übertragen (vgl. zu den Verfahren der Übertragung: Frietsch / Wirth 2001; Schimpl-Neimanns 2004). Für den gesamten Untersuchungszeitraum von 1989 bis 2004 steht allerdings nur die MPS zur Verfügung und nicht der ISEI, da Erstere direkt für die Klassifizierung der Berufe des Statistischen Bundesamts (re-) generiert wurde und Letztere die ISCO-1988-Kodierung der beruflichen Tätigkeit erfordert, die erst für die Mikrozensus seit 1996 verfügbar sind. Entsprechend wird mit der MPS ein Indikator des beruflichen Prestiges verwendet, der bundesdeutschen Verhältnissen speziell angepasst und für den gesamten Untersuchungszeitraum verfügbar ist. Im Anschluss an die Argumentation von Goldthorpe und Hope (1974: 12) wird dieser Indikator hier inhaltlich als Maß für die allgemeine Güte oder Qualität einer beruflichen Tätigkeit verstanden.

Einkommen

Zur Messung des Einkommens wird das persönliche Nettoeinkommen der Befragten im Berichtsmonat herangezogen. Da die Variable in Einkommensklassen abgefragt wird, wurde

¹⁸ Diese Einschränkung ergibt sich aus den Erhebungsschemata einiger Mikrozensusjahrgänge, in denen

unter Heranziehung der Klassenmitten eine quasi-metrische Variable gebildet. Die letzte, nach oben offene Einkommensklasse wurde mit dem Faktor 1.5 der unteren Klassengrenze kodiert.¹⁹ Die Angaben, welche noch auf DM-Beträgen beruhen, wurden in Euro umkodiert. Um die Vergleichbarkeit der Beträge über die Jahre hinsichtlich der Kaufkraft zu gewährleisten, wurde mittels des Verbraucherpreisindex nach Preisen des Jahres 2000 deflationiert. Anschließend wurde die Variable für die Integration als abhängige Variable in multivariate Modelle logarithmiert.

Heckman-Korrektur

Wie bereits in der Einführung diskutiert, ist die Kausalinterpretation von Statureffekten beruflicher Weiterbildung besonders dann problematisch, wenn sich Teilnehmer und Nichtteilnehmer an beruflicher Weiterbildung aufgrund von Selektionsprozessen neben ihren Weiterbildungsaktivitäten nach unbeobachteten Kriterien systematisch unterscheiden (Becker / Heckman 2005). Nach der Heckman-Korrektur wird nun (mindestens) eine Variable gesucht, die mit der Weiterbildungsteilnahme möglichst eng verknüpft, aber unkorreliert mit den Zielgrößen der Prestige- bzw. Einkommenschätzungen ist. Ist solche eine Variable vorhanden, kann der Versuch einer Heckman-Korrektur unternommen werden. Die praktische Vorgehensweise zur Heckman-Korrektur mit dem Programmpaket SPSS ist bei Smits (2003) dokumentiert.

Das praktische Problem einer Heckman-Korrektur der Statureffekte beruflicher Weiterbildung mit den Mikrozensusdaten besteht darin, geeignete Prädiktoren für die Weiterbildungsbeteiligung zu finden. Seiner Zielsetzung als amtlicher Repräsentativstatistik zu den Themen Bevölkerung und Arbeitsmarkt entsprechend, enthält der Mikrozensus auf der Personenebene vorwiegend sozioökonomische Standardindikatoren, die sowohl die Weiterbildungsbeteiligung als auch die Statusindikatoren Berufsprestige und Einkommen beeinflussen. Das Problem verschärft sich noch einmal, wenn in einer Trendanalyse von kumulierten Mikrozensusdaten nur die Indikatoren verwendet werden können, die in sämtlichen Jahrgängen erhoben wurden. Eine Durchsicht der bisherigen Analysen führt zu dem Ergebnis, dass keiner der substantiell bedeutsamen Indikatoren als Instrumentalvariable in Frage kommt. Anders liegt der Fall bei den methodisch definierten Dummyvariablen, die das im Zeitverlauf wechselnde Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung kontrollieren sollen: Sie korrelieren

berufliche Weiterbildung im Rahmen von „Bildungsmaßnahmen“ generell abgefragt wurde.

zwar mit den in den einzelnen Jahrgängen ermittelten Teilnahmequoten für die berufliche Weiterbildung, sollten aber nicht systematisch mit den Statusindikatoren verbunden. In der vorliegenden Expertise wird deshalb der Versuch unternommen, eine Heckman-Korrektur der Statureffekte beruflicher Weiterbildung anhand der Dummyvariablen für das wechselnde Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung durchzuführen.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung

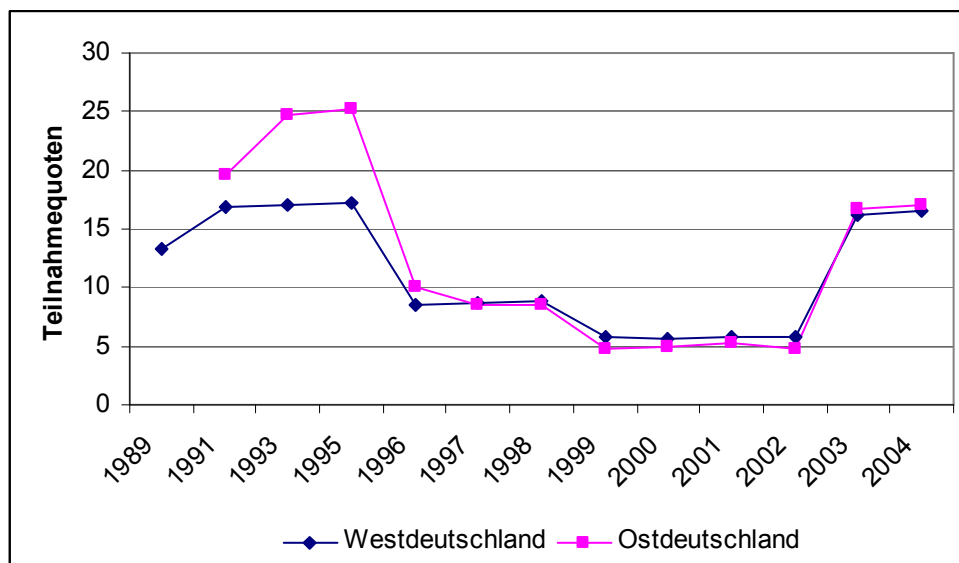
Im Folgenden werden die Beteiligung an beruflicher Weiterbildung und ihre Einflussfaktoren in Ost- und Westdeutschland untersucht. Das Ziel dieser Analysen ist zunächst die Beschreibung grundlegender Prozesse in der Beteiligung an beruflicher Weiterbildung. Darüber hinaus sollen Anhaltspunkte zu den potenziellen Kovariaten beruflicher Weiterbildung bei der Analyse ihrer Statureffekte gewonnen werden.

In Abbildung 1 sind zunächst die rohen Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung im Zeitverlauf ausgewiesen. Über die Erhebungszeitpunkte hinweg zeigen sich deutliche Unterschiede, die vor allem auf die oben angesprochenen Änderungen im Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung zurückzuführen sind und die reale Entwicklung maskieren. Im Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland wird der erhöhte Bedarf an beruflicher Weiterbildung in der ostdeutschen Transformationsphase sichtbar, der sich aber bereits Mitte der 1990er Jahre an das westdeutsche Niveau angepasst hat. Dieses Ergebnis findet Parallelen in vergleichenden Analysen zur Karrieremobilität in Ost- und Westdeutschland, wo sich das Niveau der Karrieremobilität ebenfalls schon Mitte der 1990er Jahre angeglichen hatte (vgl. Bulmahn 1996; Mathwig / Habich 1997).

Im Folgenden werden logistische Regressionsmodelle zur Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung präsentiert, welche die oben angeführten Veränderungen im Erhebungsschema der beruflichen Weiterbildung anhand von Designvariablen kontrollieren. Auf diese Weise sollten etwaige reale Veränderungen in der Weiterbildungsbeteiligung in Ost- und Westdeutschland sichtbar werden, falls sie nicht mit den methodischen Veränderungen korrelieren. Angesichts der erratischen, raschen Wechsel der Erhebungsschemata ist eine Korrelation mit sozial- oder arbeitsmarktstrukturellen Verschiebungen nur für die Transformations-

¹⁹ Es handelt sich um einen letztlich arbiträr gewählten Faktor, der sich aber bereits in anderen Studien zur Einkommenschätzung auf der Basis von Mikrozensus-Daten bewährt hat (vgl. Butz 2001; Schimpl-Neimanns 2004).

Abbildung 1: Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Teilnahmequoten)



Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

phase in Ostdeutschland zu erwarten. Hier sind die erhöhten Teilnahmequoten sowohl auf das Erhebungsschema als auch auf die ostdeutsche Ausnahmesituation zurückzuführen. Längerfristige Trends, wie etwa eine säkular zunehmende Weiterbildungsbeteiligung im Zuge der gesellschaftlichen Modernisierung, dürften dagegen von den Anpassungen durch die Designvariablen weitgehend unberührt bleiben.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der Logitmodelle zur Entwicklung der beruflichen Weiterbildungsbeteiligung in Ost- und Westdeutschland getrennt für Männer und Frauen ausgewiesen. Die 12 bzw. 13 Erhebungszeitpunkte in Ost- und Westdeutschland wurden jeweils durch einen linearen Trendindikator und drei binäre Designvariablen angepasst. Letztere kontrollieren die Veränderungen im Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung und sind in Bezug auf die Referenzkategorie 1989-1995 zu interpretieren. Demzufolge führte die Operationalisierung beruflicher Weiterbildung zu Beginn der 1990er Jahre zu den weitaus höchsten Teilnahmequoten im Untersuchungszeitraum. Mit den Veränderungen von Filterführung und Frageformulierung 1996-1998 und 1999-2002 sanken die Teilnahmequoten jeweils stark ab. 2003-2004 stiegen die Teilnahmequoten wieder deutlich an, ohne jedoch das Ausgangsniveau von 1989-1995 zu erreichen. Neben den artifiziellen Schwankungen der Teilnahmequoten aufgrund von erhebungstechnischen Änderungen testen die Modelle in Tabelle 2 noch einen linearen Trend in den Logits der beruflichen Weiterbildung, der sich inhaltlich als Modernisierungseffekt bezeichnen ließe. Der Indikator misst die Veränderungen der Wei-

Tabelle 2: Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Logitmodelle mit linearen Trendeffekten)

| Logitkoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,036 (0,002) | 0,048 (0,003) | 0,025 (0,006) | 0,113 (0,006) |
| 1996-1998 | -0,923 (0,017) | -0,853 (0,022) | -1,231 (0,037) | -1,535 (0,036) |
| 1999-2002 | -1,505 (0,023) | -1,434 (0,030) | -1,952 (0,057) | -2,605 (0,056) |
| 2003-2004 | -0,475 (0,029) | -0,394 (0,037) | -0,726 (0,072) | -1,520 (0,071) |
| Konstante | -1,631 (0,006) | -1,804 (0,008) | -1,360 (0,016) | -1,320 (0,017) |
| -2LL | 389151 | 241660 | 83244 | 82744 |
| Chi-Sq (df=4) | 12230 | 6660 | 5395 | 5826 |
| R-Sq (McFadden) | 0,030 | 0,027 | 0,061 | 0,066 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

terbildungslogits pro Jahr und als Basisjahr wurde für Ost- und Westdeutschland einheitlich das Jahr 1991 gewählt. Die Ergebnisse zeigen für alle vier Untersuchungsgruppen eine signifikante Zunahme der Weiterbildungsbeteiligung zwischen 1989 und 2004. Die Effekte sind substantiell relevant. Auf die Chancen bzw. die Odds der Weiterbildungsbeteiligung bezogen, sprechen sie für eine jährliche Steigerung zwischen 3 Prozent (ostdeutsche Männer) und 11 Prozent (ostdeutsche Frauen); mit 4 bzw. 5 Prozent liegen die westdeutschen Männer bzw. Frauen dazwischen.

Bei der Interpretation dieser Zahlen ist jedoch zu berücksichtigen, dass es sich hier nicht um linear-additive Steigerungen handelt sondern um multiplikative, die auf die Teilnahmequoten (Wahrscheinlichkeiten) der beruflichen Weiterbildung bezogen vom Ausgangsniveau im Basisjahr 1991 abhängig sind. Wenn wir einmal annehmen, dass uns die – methodisch bedingt – niedrigsten Teilnahmequoten von 1999-2002 interessieren, dann steigen die geschätzten Teilnahmequoten beruflicher Weiterbildung zwischen 1991 und 2004 beispielsweise für westdeutsche Männer von 4,2 auf 6,5 Prozent und für ostdeutsche Frauen von 1,9 auf 7,9 Prozent. Aufgrund des niedrigen Ausgangsniveaus sind hier also nur moderate Steigerungen in den Teilnahmequoten zu verzeichnen. Gehen wir stattdessen von der Operationalisierung beruflicher Weiterbildung 1989-1995 aus, die zu den höchsten Teilnahmequoten führt, erhöhen sich die Teilnahmequoten für westdeutsche Männer zwischen 1991 und 2004 von 16,4 auf 23,8 Prozent und für ostdeutsche Frauen sogar von 21,1 auf 53,7 Prozent. Diese

Tabelle 3: Berufliche Weiterbildung im Zeitverlauf (Logitmodelle mit quadratischen Trendeffekten)

| Logitkoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,050 (0,003) | 0,062 (0,004) | 0,042 (0,010) | 0,176 (0,010) |
| Trend (quadratisch) | -0,004 (0,000) | -0,004 (0,001) | -0,003 (0,001) | -0,011 (0,001) |
| 1996-1998 | -0,861 (0,018) | -0,808 (0,023) | -1,207 (0,039) | -1,456 (0,037) |
| 1999-2002 | -1,260 (0,037) | -1,239 (0,044) | -1,819 (0,081) | -2,141 (0,077) |
| 2003-2004 | 0,005 (0,063) | -0,008 (0,075) | -0,443 (0,143) | -0,535 (0,136) |
| Konstante | -1,620 (0,006) | -1,799 (0,008) | -1,373 (0,017) | -1,372 (0,018) |
| -2LL | 389077 | 241625 | 83239 | 82671 |
| Chi-Sq (df=4) | 12304 | 6696 | 5400 | 5899 |
| R-Sq (McFadden) | 0,031 | 0,027 | 0,061 | 0,067 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

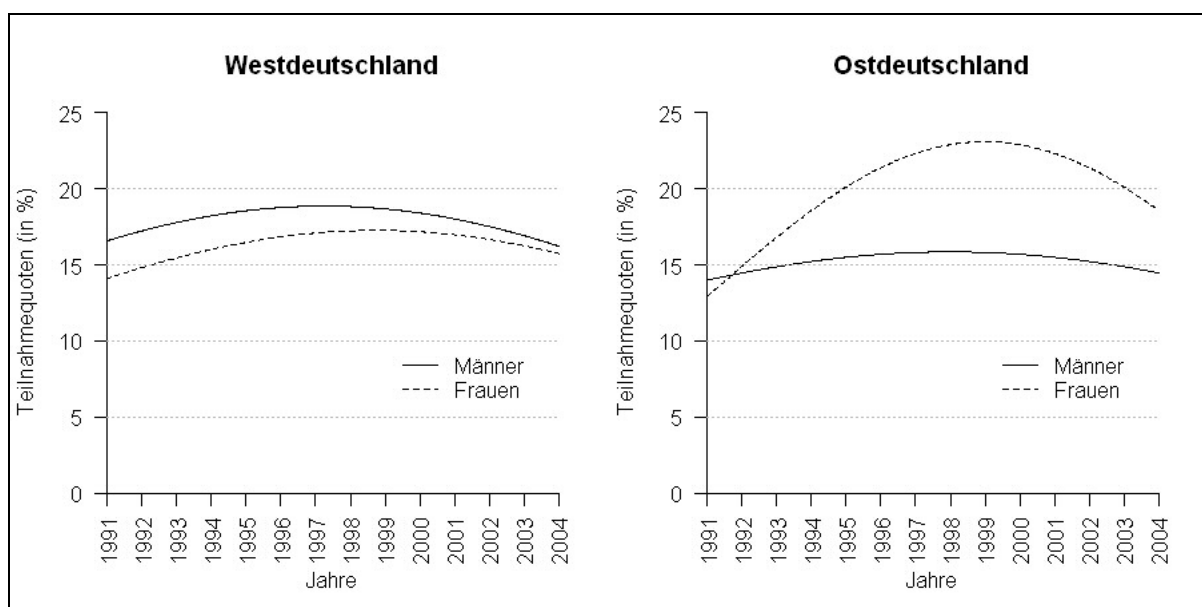
Ergebnisse unterstreichen noch einmal die Unterschiede, die mit dem Wechsel des Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung im Mikrozensus verbunden sind. Leider helfen die hier präsentierten Modelle nicht dabei, die „wahre“ oder eine gute Definition beruflicher Weiterbildung zu finden. Sie können aber – wie gezeigt wurde – dazu beitragen, die Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung unabhängig von den erhebungspraktischen Veränderungen zu schätzen.

Nun lassen vor allem die Daten aus dem Berichtssystem Weiterbildung erwarten, dass der langfristige Anstieg der Teilnahmequoten in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre in einen Rückgang umgeschlagen ist. Deshalb soll in einem weiteren Satz von Logitmodellen mit quadratischen Trendrestriktionen untersucht werden, ob sich in den Mikrozensusdaten ebenfalls Hinweise auf einen solchen Rückgang finden lassen. Dabei ist zunächst zu klären, ob die quadratischen Effekte statistisch signifikant sind. Angesichts der gegebenen Fallzahlen scheint es aber noch wichtiger, die substantielle Relevanz der Effekte zu beurteilen. In Tabelle 3 sind die entsprechenden Koeffizienten ausgewiesen. Die Befunde weisen für alle vier Untersuchungsgruppen in die gleiche Richtung. Im Vergleich zu Tabelle 2 hat sich die Modellanpassung praktisch nicht verbessert. Gemessen an ihren Standardfehlern sind die quadratischen Trendkoeffizienten aber zumindest statistisch signifikant. Die Kombination der Vorzeichen von linearen und quadratischen Trendkomponenten verweist auf eine konkaven

Verlauf der geschätzten Teilnahmequoten über die Untersuchungszeitpunkte. Die geschätzten Maxima der Kurven liegen zwischen 1997 für westdeutsche Männer und dem Jahr 2000 für westdeutsche Frauen. Die Teilnahmequoten von ostdeutschen Männern und Frauen erreichen ihre Maxima 1998 bzw. 1999.

In Abbildung 2 wurden auf Basis der Koeffizienten aus Tabelle 3 geschätzte Teilnahmequoten geplottet, um die Stärke der Effekte besser beurteilen zu können. Das Niveau der Teilnahmequoten orientiert sich an der Operationalisierung beruflicher Weiterbildung in den letzten beiden Erhebungswellen des Mikrozensus von 2003/04. Es zeigen sich – mit einer Ausnahme bei den ostdeutschen Frauen – moderate, aber substantiell relevante Schwankungen um einige Prozentpunkte. Sie lassen sich recht gut mit den Entwicklungen im Berichtssystem Weiterbildung vereinbaren, wenn man das generell geringere Niveau der Teilnahmequoten im Mikrozensus und das verkürzte Zeitfenster der Untersuchung in Rechnung stellt: Der Anstieg der Teilnahmequoten zu Beginn der 1990er Jahre, aber auch ihr Rückgang in der zweiten Hälfte des Jahrzehnts erscheinen hier weniger bemerkenswert als im Berichtssystem Weiterbildung. Festzuhalten bleibt aber, dass die Ergebnisse des Mikrozensus die Resultate

Abbildung 2: Entwicklung der geschätzten Teilnahmequoten an beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme)



Die Liniendiagramme geben die geschätzten Teilnahmequoten aus den Logitmodellen von Tabelle 3 wieder. Das Niveau der Teilnahmequoten ergibt sich aus Konstanten und den Dummies für 2003/04. Die Entwicklung bestimmt sich aus den linearen und quadratischen Trendkoeffizienten. Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

des Berichtssystems hinsichtlich der negativen Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung stützen: Die Ergebnisse des Berichtssystems Weiterbildung lassen sich anhand der Mikrozensusdaten nicht in Frage stellen.

4.2 Segmentation der beruflichen Weiterbildung

Wie in der Einführung bereits dargestellt, ist es nicht möglich, die Frage nach den Statureffekten der beruflichen Weiterbildung zu stellen, ohne der Segmentation der Weiterbildungsbeteiligung Beachtung zu schenken. Zum Einen müssen die beobachteten Einflussfaktoren der Weiterbildungsbeteiligung beinahe ausnahmslos als Kovariaten bei der Schätzung ihrer Statureffekte mit dem Berufsprestige und dem Einkommen als abhängiger Variable berücksichtigt werden. Zum anderen kann die Analyse der beobachteten Einflussfaktoren beruflicher Weiterbildung unter Umständen zu einer unverzerrten Schätzung der Statureffekte beruflicher Weiterbildung beitragen, auch wenn unbeobachtete Faktoren sowohl die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung als auch den beruflichen Status von Erwerbstätigen beeinflussen.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse von Logitmodellen zur Teilnahme an beruflicher Weiterbildung für die vier Untersuchungsgruppen – Frauen und Männer in West- und Ostdeutschland. Datengrundlage sind die Querschnitterhebungen des Mikrozensus von 1989 bis 2004 (Westdeutschland) bzw. 1991 bis 2004 Ostdeutschland. Neben den bereits bekannten Trendindikatoren und Designdummies sind eine ganze Reihe von Einflussfaktoren der Weiterbildungsbeteiligung berücksichtigt, die auf der individuellen Ebene der Humankapital- und Berufsverlaufvariablen einerseits sowie auf der berufs-, arbeitsplatz- und branchenstrukturellen Ebene angesiedelt sind. Darüber hinaus werden einige Kontrollvariablen zur Familien- und Haushaltsstruktur aufgenommen, die etwa aus der Perspektive der Arbeitsangebotstheorie oder der Haushaltsökonomie begründet werden können. Im kursorischen Vergleich über die vier Untersuchungsgruppen ist die Struktur der Koeffizienten, d.h. der Segmentation der Weiterbildungsbeteiligung recht ähnlich, was auf die Vorauswahl der Untersuchungspersonen im Zusammenhang mit der Definition der Einkommensvariablen (siehe oben) zurückzuführen ist (abhängig Beschäftigte zwischen 25 und 64 Jahren mit Erwerbstätigkeit als überwiegende Quelle des Lebensunterhalts). Es bietet sich demnach an, die Diskussion an der Reihenfolge der Einflussfaktoren zu orientieren und ggf. auf die Unterschiede zwischen den Geschlechtern und/oder den Erhebungsregionen einzugehen. Vorwegzunehmen ist, dass die Strukturen von Trendindikatoren und Designdummies im Vergleich zur Tabelle 3 gleich geblieben sind. Die geschätzten Veränderungen in der Weiterbildungsbeteiligung lassen sich demnach nicht auf

Verschiebungen in den Kovariaten zurückführen, die in den erweiterten Modellen aus Tabelle 4 berücksichtigt sind.

Tabelle 4: Segmentation der beruflichen Weiterbildung, Logitmodelle der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung (Logitmodelle mit quadratischen Trendeffekten)

| Logitkoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,053 (0,003) | 0,062 (0,004) | 0,043 (0,010) | 0,140 (0,010) |
| Trend (quadratisch) | -0,005 (0,001) | -0,004 (0,001) | -0,003 (0,001) | -0,008 (0,001) |
| 1996-1998 | -0,917 (0,019) | -0,888 (0,024) | -1,259 (0,040) | -1,479 (0,039) |
| 1999-2002 | -1,313 (0,037) | -1,320 (0,046) | -1,921 (0,084) | -2,214 (0,079) |
| 2003-2004 | 0,036 (0,064) | 0,020 (0,077) | -0,523 (0,147) | -0,617 (0,139) |
| Deutsche | 0,716 (0,022) | 0,541 (0,032) | 0,400 (0,116) | 0,395 (0,149) |
| Alter (Dekaden) | 0,057 (0,043) | 0,653 (0,056) | 0,225 (0,095) | 0,264 (0,099) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,052 (0,005) | -0,108 (0,007) | -0,071 (0,011) | -0,061 (0,012) |
| Bildung (in Jahren) | 0,144 (0,002) | 0,166 (0,002) | 0,159 (0,004) | 0,150 (0,004) |
| Verheiratet | 0,135 (0,012) | -0,286 (0,015) | 0,168 (0,029) | -0,100 (0,030) |
| Verwitwet | 0,003 (0,065) | -0,254 (0,044) | 0,115 (0,122) | 0,073 (0,069) |
| Geschieden | 0,202 (0,023) | 0,130 (0,021) | 0,193 (0,044) | 0,115 (0,039) |
| Bedarf | -0,071 (0,005) | -0,159 (0,012) | -0,084 (0,013) | -0,052 (0,017) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,013 (0,014) | -0,442 (0,030) | -0,072 (0,036) | -0,418 (0,049) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,059 (0,008) | 0,046 (0,012) | -0,020 (0,017) | 0,009 (0,017) |
| Berufswechsel | 0,400 (0,023) | 0,257 (0,029) | 0,447 (0,034) | 0,326 (0,037) |
| Betriebswechsel | 0,035 (0,018) | 0,201 (0,021) | 0,013 (0,030) | 0,291 (0,032) |
| Arbeitssuche | 0,404 (0,025) | 0,460 (0,031) | 0,209 (0,036) | 0,329 (0,036) |
| Befristung | 0,118 (0,020) | 0,004 (0,023) | 0,140 (0,033) | 0,117 (0,031) |
| Arbeitszeit | 0,005 (0,000) | 0,010 (0,000) | 0,002 (0,001) | 0,008 (0,001) |

| Logitkoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Geringfügige Beschäftigung | 0,331 (0,027) | 0,049 (0,029) | 0,195 (0,078) | -0,102 (0,079) |
| Öffentlicher Dienst | 0,211 (0,015) | 0,206 (0,016) | 0,240 (0,033) | 0,182 (0,026) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | -0,868 (0,057) | -1,068 (0,104) | -0,947 (0,065) | -1,094 (0,069) |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | -0,213 (0,018) | -0,573 (0,020) | -0,258 (0,038) | -0,539 (0,036) |
| Energie- und Wasserversor- gung | 0,103 (0,034) | -0,154 (0,080) | 0,138 (0,063) | -0,115 (0,092) |
| Baugewerbe | -0,779 (0,025) | -0,542 (0,047) | -0,559 (0,041) | -0,416 (0,057) |
| Handel und Gastgewerbe | -0,289 (0,021) | -0,707 (0,020) | -0,276 (0,045) | -0,833 (0,035) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | -0,183 (0,021) | -0,207 (0,029) | -0,082 (0,041) | -0,281 (0,045) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,457 (0,023) | 0,118 (0,024) | 0,751 (0,075) | 0,449 (0,049) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | -0,136 (0,023) | -0,342 (0,025) | -0,074 (0,050) | -0,334 (0,044) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | -0,079 (0,017) | -0,318 (0,020) | 0,282 (0,038) | 0,012 (0,028) |
| Konstante | -3,575 (0,092) | -4,963 (0,118) | -3,582 (0,230) | -3,767 (0,251) |
| -2LL | 360983 | 218817 | 77230 | 76830 |
| Chi-Sq (df=31) | 40398 | 29503 | 11409 | 11740 |
| R-Sq (McFadden) | 0,101 | 0,119 | 0,129 | 0,133 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Beginnen wir mit den Einflussfaktoren der Weiterbildung, die gemeinhin der individuellen Ebene der Einflussfaktoren zugerechnet werden: Demographische und Humankapitalvariablen. Der Besitz der deutschen Staatsangehörigkeit erhöht die Odds der Weiterbildungsbeteiligung im Vergleich zu den Personen anderer Staatsangehörigkeit in Ostdeutschland um den Faktor 1,5 und bei den westdeutschen Männern sogar um das Doppelte. Dieses Ergebnis ist aus anderen Untersuchungen bekannt. Eine humankapitaltheoretische Erklärung würde auf den geringeren Amortisierungszeitraum von Weiterbildung bei Personengruppen mit erhöhtem Migrationspotenzial verweisen. Generell muss darüber nachgedacht werden, in welcher Hinsicht sich die beiden hier verglichenen Gruppen neben den hier berücksichtigten Merkmalen unterscheiden könnten: In Frage käme auch der berufliche Status vor der Weiterbil-

dungsbeteiligung, der aber in den hier diskutierten Modellen nicht zur Verfügung steht. Was das Alter angeht (hier in Dekaden und nicht in Jahren gemessen) lässt die Kombination der beiden Koeffizienten vermuten, dass die Weiterbildungsbeteiligung im Lebensverlauf zunächst ansteigt und nach einer Weile wieder absinkt. Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, dass die geschätzten Maxima (mit Ausnahme der westdeutschen Frauen bei 30 Jahren) unterhalb des hier betrachteten Altersintervalls (25–64 Jahre) liegen, so dass die Weiterbildungswahrscheinlichkeit für Männer und für ostdeutsche Frauen über das gesamte Altersintervall mit zunehmender Geschwindigkeit absinkt. Die Effekte der Bildung in Jahren (allgemeine Schulbildung und berufliche Ausbildung zusammengefasst) auf die Weiterbildungsbeteiligung bewegen sich für alle vier Untersuchungsgruppen in einer vergleichbaren Größenordnung: Mit einem zusätzlichen Jahr in der (Erst-) Ausbildung steigen die Odds der Weiterbildungsteilnahme zwischen 15 und 20 Prozent an.

Wenden wir uns als nächstes den Kovariaten zu, welche die Familien- und Haushaltsstruktur der Untersuchungspersonen kontrollieren. Im Vergleich zu ihren ledigen Geschlechtsgenossinnen und -genossen weisen verheiratete Männer eine erhöhte und verheiratete Frauen eine verringerte Weiterbildungsbeteiligung auf. Als Erklärung wäre eine konventionelle geschlechtsspezifische Arbeitsteilung zu vermuten. Die Weiterbildungsbeteiligung der verwitweten Untersuchungspersonen weist im Vergleich zu den Ledigen nur bei den westdeutschen Frauen signifikante Unterschiede auf. Die geschiedenen Untersuchungspersonen bilden sich in allen vier Untersuchungsgruppen häufiger weiter als ledige. Der Indikator „Bedarf“ setzt die Anzahl der Haushaltsmitglieder ins Verhältnis zur Anzahl der Erwerbstätigen im Haushalt. Die Überlegung zielt darauf ab, dass es bei erhöhtem Bedarf im Haushalt schwieriger sein sollte, Einkommensverluste und sonstige Belastungen hinzunehmen, die in unmittelbarer Verbindung mit einer Weiterbildungsbeteiligung auftreten können. Der Indikator hat in allen vier Untersuchungsgruppen einen signifikant negativen Effekt auf die Weiterbildungsbeteiligung. Zusätzlich wurde geprüft, ob das Vorhandensein von Kindern unterschiedlichen Alters im Haushalt Effekte auf die Weiterbildungsbeteiligung ausübt. Bei den Frauen sind im Unterschied zu den Männern starke und signifikant negative Effekte festzustellen, wenn Kinder von null bis unter drei Jahren im Haushalt leben. Das Vorhandensein von älteren Kindern hat in Westdeutschland schwach positive Effekte für beiderlei Geschlechter und in Ostdeutschland keinerlei signifikante Wirkungen.

Kommen wir zu den Effekten der Berufsverlaufvariablen. Im Mikrozensus sind Informationen dazu enthalten, ob im Laufe des letzten Jahres vor der Befragung ein Berufs- oder Be-

etriebswechsel vorgenommen wurde oder ob im Laufe der letzten vier Wochen vor der Befragung nach einer anderen beruflichen Tätigkeit gesucht wurde. Es zeigt sich, dass ein Berufswechsel in allen vier Untersuchungsgruppen mit deutlich erhöhten Weiterbildungsaktivitäten einhergeht. Anders beim Betriebswechsel, der nur für die Frauen signifikant positive Effekte auf die Weiterbildungsbeteiligung ausübt. Die Suche nach einer anderen Tätigkeit in den letzten vier Wochen steigert die Weiterbildungsbeteiligung dagegen wieder in allen vier Untersuchungsgruppen. Bei der Interpretation dieser Berufsverlauffeffekte ist daran zu erinnern, dass die zeitliche Ordnung zwischen Weiterbildungsbeteiligung und den Ereignissen oder Sequenzen des Berufsverlaufs unbestimmt ist. Berufs- oder Betriebswechsels können im Sinne der Arbeitsmarktsegmentation Weiterbildung notwendig machen, um die Arbeitskräfte für ihre neue Tätigkeit zu qualifizieren. Humankapitaltheoretisch kann aber auch die Investition in Weiterbildung zu einem Berufs- oder Betriebswechsel führen, um die Rendite der Weiterbildung zu realisieren. Ähnlich unbestimmt ist das Verhältnis von Arbeitssuche und Weiterbildung. Einerseits kann es sein, dass Weiterbildung parallel zur Erwerbstätigkeit („on-the-Job“) betrieben wird und nach Abschluss der Weiterbildung nach einer neuen Tätigkeit gesucht wird. Andererseits kann es besonders bei prekärer Beschäftigungssituation sinnvoll sein, Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche parallel zu betreiben.

Merkmale der Arbeitsplatzstruktur üben ebenfalls signifikante Effekte auf die Weiterbildungsbeteiligung aus. Bei einem befristeten Arbeitsvertrag erhöht sich die Wahrscheinlichkeit der Weiterbildungsbeteiligung für alle Untersuchungsgruppen mit Ausnahme der westdeutschen Frauen. Da eine Befristung des Arbeitsvertrags aber auch deutlich mit der Suche nach einer anderen Tätigkeit im Laufe der letzten vier Wochen korreliert, können entsprechende Effekte auch bereits dort aufgefangen werden (siehe oben). Weitere Strukturmerkmale der Arbeitsplätze betreffen die Arbeitszeit. Dabei ist zunächst einmal eine mit steigender Arbeitszeit verstärkte Weiterbildungsbeteiligung festzustellen. Humankapitaltheoretisch ist das einfach zu erklären, denn Investitionen in Humankapital sind um so wahrscheinlicher je besser die Chancen auf Amortisierung sind, letztere steigen aber mit der Arbeitszeit, in der die entsprechenden Renditen realisiert werden können. Andererseits erhöht aber auch das Vorliegen einer geringfügigen Beschäftigung die Weiterbildungsbeteiligung. Wenn man bedenkt, dass sich die Untersuchungsgruppen auf Befragte beschränken die angeben, dass die eigene Erwerbstätigkeit die überwiegende Quelle ihres Lebensunterhalts darstellt, wird das verständlich. Hier wurde entweder das Arbeitsangebot reduziert, um Weiterbildung verwirklichen zu

können, oder es müssen erhebliche Anstrengungen – auch durch berufliche Weiterbildung – unternommen werden, eine mehr als geringfügige Beschäftigung zu erhalten.

Merkmale der Branchenstruktur werden einerseits durch einen Indikator der Beschäftigung im öffentlichen Dienst vs. Privatwirtschaft und andererseits durch eine zusammenfassende Klassifikation von Wirtschaftszweigen (im Modell kontrolliert durch neun Dummyvariablen) abgebildet. Unabhängig von der feineren Klassifikation von Wirtschaftszweigen erhöht eine Beschäftigung im öffentlichen Dienst die Weiterbildungsbeteiligung erheblich. Besonders hohe Weiterbildungsraten sind im „Kredit- und Versicherungsgewerbe“ festzustellen. Eine besonders niedrige Beteiligung ist im primären Sektor und im Baugewerbe gegeben.

4.3 Statureffekte beruflicher Weiterbildung

Die Statureffekte der beruflichen Weiterbildung werden nacheinander in zwei verschiedenen Dimensionen des beruflichen Status untersucht: Berufsprestige und Einkommen. Zu diesem Zweck werden die kumulierten Querschnittdaten der Mikrozensus 1989–2004 für Westdeutschland und 1991–2004 für Ostdeutschland verwendet. In einem ersten Schritt werden OLS-Schätzungen der durchschnittlichen Prestige- und Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung im gesamten Untersuchungszeitraum präsentiert. In einem zweiten Schritt wird für die durchschnittlichen Statureffekte im Untersuchungszeitraum der Versuch unternommen, Selektionsprozesse in die berufliche Weiterbildung mit dem Instrumentalvariablenansatz der Heckman-Korrektur auszugleichen. In einem dritten Schritt werden Schätzungen für die Entwicklung der Statureffekte beruflicher Weiterbildung im Untersuchungszeitraum vorgenommen.

Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung

Die Ergebnisse von linearen Regressionsanalysen des Magnitude-Berufsprestiges sind in Tabelle 5 für die vier Untersuchungsgruppen Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland auf der Basis von kumulierten Querschnittdaten über den gesamten Untersuchungszeitraum wiedergegeben. Die erklärte Varianz in den vier Untersuchungsgruppen liegt zwischen 41 und 54 Prozent, wobei die Modelle für die Männer in den beiden Regionen jeweils eine höhere Erklärungskraft haben als die Modelle für die Frauen und die Modelle für Ostdeutschland jeweils eine geringere Erklärungskraft besitzen als die Modelle für Westdeutschland. Dies dürfte einerseits darauf zurückzuführen sein, dass die Magnitude-Skalierung anhand von westdeutschen Daten durchgeführt wurde (vgl. Wegener 1985: 222). Andererseits

wird darauf hingewiesen, dass es für die Analyse der Statuszuweisung von Männern und Frauen eigentlich spezieller Statusskalen bedarf, weil sich nicht nur die Verteilung von Männern und Frauen über die Berufsstruktur unterscheidet, sondern auch die Berufe an sich für Männer und Frauen unterschiedliche Wertigkeiten haben dürften (vgl. Handl 1988).

Tabelle 5: Berufsprestigeeffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten)

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,000 (0,000) | 0,001 (0,000) | -0,002 (0,000) | -0,001 (0,000) |
| Weiterbildung | 0,078 (0,001) | 0,059 (0,001) | 0,083 (0,003) | 0,092 (0,002) |
| Deutsche | 0,101 (0,001) | 0,134 (0,002) | 0,027 (0,009) | 0,101 (0,013) |
| Alter (Dekaden) | 0,045 (0,004) | 0,051 (0,004) | -0,094 (0,008) | -0,066 (0,009) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,002 (0,000) | -0,004 (0,000) | 0,014 (0,001) | 0,010 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,093 (0,000) | 0,080 (0,000) | 0,100 (0,000) | 0,077 (0,000) |
| Verheiratet | 0,015 (0,001) | -0,004 (0,001) | 0,007 (0,003) | 0,011 (0,003) |
| Verwitwet | -0,016 (0,005) | -0,045 (0,003) | 0,000 (0,010) | -0,011 (0,006) |
| Geschieden | -0,010 (0,002) | -0,007 (0,002) | -0,012 (0,004) | -0,008 (0,004) |
| Bedarf | 0,004 (0,000) | -0,012 (0,001) | -0,010 (0,001) | -0,012 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | -0,002 (0,001) | 0,038 (0,002) | 0,011 (0,003) | 0,025 (0,004) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | -0,006 (0,001) | 0,002 (0,001) | 0,000 (0,002) | -0,005 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,056 (0,002) | -0,055 (0,003) | -0,057 (0,004) | -0,096 (0,004) |
| Betriebswechsel | -0,008 (0,002) | -0,001 (0,002) | -0,022 (0,003) | -0,008 (0,003) |
| Arbeitssuche | -0,036 (0,003) | -0,044 (0,003) | -0,031 (0,004) | -0,033 (0,004) |
| Befristung | 0,048 (0,002) | 0,036 (0,002) | 0,000 (0,003) | -0,009 (0,003) |
| Arbeitszeit | 0,002 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,020 (0,003) | -0,068 (0,002) | 0,017 (0,008) | -0,054 (0,007) |

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Öffentlicher Dienst | 0,064 (0,002) | 0,048 (0,001) | 0,084 (0,003) | 0,099 (0,003) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | -0,356 (0,004) | -0,210 (0,006) | -0,253 (0,005) | -0,266 (0,005) |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | -0,145 (0,002) | -0,094 (0,001) | -0,144 (0,004) | -0,136 (0,003) |
| Energie- und Wasserversor- gung | -0,123 (0,003) | -0,017 (0,007) | -0,119 (0,006) | -0,051 (0,009) |
| Baugewerbe | -0,186 (0,002) | 0,029 (0,003) | -0,161 (0,004) | -0,006 (0,005) |
| Handel und Gastgewerbe | -0,045 (0,002) | 0,018 (0,001) | -0,079 (0,004) | -0,047 (0,003) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | -0,163 (0,002) | -0,025 (0,002) | -0,187 (0,004) | -0,079 (0,004) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,089 (0,002) | 0,133 (0,002) | 0,036 (0,009) | 0,086 (0,005) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | -0,016 (0,002) | 0,018 (0,002) | -0,082 (0,005) | -0,069 (0,004) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | -0,112 (0,002) | -0,036 (0,002) | -0,119 (0,004) | -0,094 (0,003) |
| Konstante | 2,587 (0,008) | 2,781 (0,009) | 2,811 (0,020) | 3,067 (0,023) |
| R-Sq | 0,544 | 0,476 | 0,510 | 0,405 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

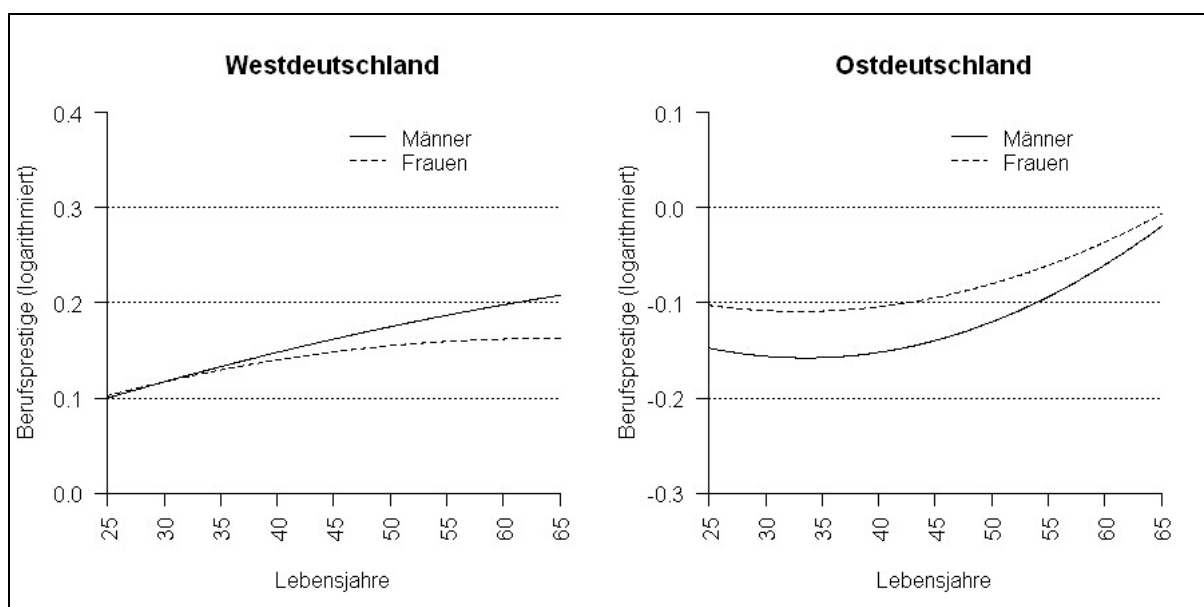
Gemessen an dem linearen Trendindikator ist im Untersuchungszeitraum keine eindeutige Entwicklung des durchschnittlichen Berufsprestiges in den Untersuchungsgruppen festzustellen: Die Effekte sind zwar statistisch signifikant, erscheinen inhaltlich aber irrelevant. Da es sich hier um partielle Effekte handelt, gilt das allerdings nur für Entwicklungen, die nicht durch Verschiebungen in den angegebenen Kovariaten – z.B. durch Höherqualifizierung, Expansion prestigeträchtiger Wirtschaftszweige etc. – verursacht oder begleitet sind. Für die berufliche Weiterbildung sind dagegen signifikante Prestigeeffekte von beträchtlicher Stärke festzustellen. Sie bewegen sich zwischen 6 Prozent für westdeutsche und 9 Prozent für ostdeutsche Frauen. Die Männer liegen mit Prestigeeffekten von 8 Prozent dazwischen. Das Berufsprestige von Weiterbildungsteilnehmern liegt demnach im Anschluss an die Maßnahme um einige Prozentpunkte höher als das Berufsprestige der Nichtteilnehmer. In der einfachen

OLS-Regression ist jedoch nicht sichergestellt, dass dieser Unterschied ursächlich auf die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung zurückzuführen ist.

Das Berufsprestige deutscher Staatsangehöriger liegt zwischen 10 und 13 Prozent über dem Prestige ihrer ausländischen Kolleginnen und Kollegen. Einzige Ausnahme sind die ostdeutschen Männer, wo der Unterschied zwar statistisch signifikant ist, aber nur 3 Prozent beträgt. Bei den Effekten des Alters, die hier in der Tradition der Humankapitalforschung operationalisiert wurden, zeigen sich interessante Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland: Während das Berufsprestige in Westdeutschland für Männer und Frauen (für letztere zumindest bis 56 Jahre) praktisch über das gesamte Altersspektrum der hier untersuchten Gruppen ansteigt, sinkt es in Ostdeutschland für beide Geschlechter etwa bis zum Alter von 33 Jahren und steigt erst danach an (vgl. Abbildung 3). Die Prestigerenditen der Bildung (in Jahren) werden hier zwischen 8 und 10 Prozent geschätzt, d.h. sie liegen in der gleichen Größenordnung wie die häufiger geschätzten Einkommensrenditen.

Die hier ebenfalls kontrollierten Effekte der Familien- und Haushaltsstruktur sind nur gering und z. T. statistisch nicht signifikant. Eine Ausnahme bildet lediglich der Indikator für das Vorhandensein von Kindern unter drei Jahren im Haushalt sowohl bei west- als auch bei

Abbildung 3: Altersprofile des geschätzten Berufsprestiges (logarithmiert) in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen (Liniendiagramme)



Die Liniendiagramme geben die als quadratische Funktion geschätzten Prestigeeffekte des Lebensalters aus den Regressionsmodellen von Tabelle 5 wieder. Dabei wurde der Effekt von null Lebensjahren gleich null gesetzt.

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

ostdeutschen Frauen: Ihr Berufsprestige ist gegenüber den Frauen ohne kleine Kinder im Haushalt signifikant erhöht. Es steht zu vermuten, dass es sich hier um einen Alterseffekt handelt, der durch die quadratische Definition der Alterseffekte nicht erfasst wird. Die Indikatoren des Berufsverlaufs zeigen signifikant negative Effekte in bedeutsamer Größenordnung für den Berufswechsel im letzten Jahr und für die Arbeitssuche im vergangenen Monat. Das spricht einerseits dafür, dass Erwerbstätige bei einem Berufswechsel gezwungen sein könnten, auch Tätigkeiten mit geringerem Prestige zu akzeptieren. Andererseits dürften Erwerbstätige mit schlechter angesehenen Tätigkeiten aber auch häufiger zur Arbeitssuche und zur beruflichen Neuorientierung gezwungen sein als Arbeitskräfte mit hoch angesehenen Tätigkeiten. Ein Betriebswechsel hat dagegen keine nennenswerten Effekte auf das Berufsprestige.

Auch bei den Indikatoren der Arbeitsplatzstruktur finden sich signifikante Effekte auf das Berufsprestige. Ein befristeter Arbeitsvertrag ist in Westdeutschland positiv mit dem Berufsprestige verknüpft; in Ostdeutschland finden sich dagegen keine Effekte. Vermutlich ist das darauf zurückzuführen, dass in Ostdeutschland die Befristung von Arbeitsverträgen breite Normalität ist, während die Befristung in Westdeutschland vergleichsweise häufiger auch bei akademisch qualifizierten Arbeitskräften anzutreffen ist. Die Prestigeeffekte der Arbeitszeit sind in Ost- und Westdeutschland positiv. Einerseits neigen die professionellen, hoch qualifizierten Tätigkeiten im Vergleich zu den qualifizierten und einfachen Tätigkeiten zu einer Entgrenzung der Arbeitszeit. Andererseits ist nach der Arbeitsangebots- oder der Humankapitaltheorie auch zu erwarten, dass der relative Nutzen der Erwerbstätigkeit mit steigendem Berufsprestige gegenüber dem relativen Nutzen der Freizeit wächst. Entgegen dem allgemeinen Prestigeeffekt der Arbeitszeit ist eine geringfügige Beschäftigung allerdings vor allem für Frauen mit Prestigeverlusten verbunden. Für Männer sind die Effekte der geringfügigen Beschäftigung schwächer und nicht eindeutig.

Die Indikatoren der Branchenstruktur zeigen vergleichbare Effekte auf das Berufsprestige wie auf die berufliche Weiterbildung. Eine Tätigkeit im öffentlichen Dienst erhöht das Berufsprestige im Vergleich zu einer Tätigkeit in der Privatwirtschaft beträchtlich. Bei den einzelnen Wirtschaftszweigen gehen insbesondere vom primären Sektor, vom Bergbau und dem verarbeitenden Gewerbe negative Prestigeeffekte aus. Speziell bei den Männern tragen auch Tätigkeiten im Baugewerbe und im Verkehr und der Nachrichtenübermittlung zu einer Reduktion des Berufsprestiges bei.

Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung

In Tabelle 6 sind analog zur Vorgehensweise im vorangehenden Abschnitt die Regressionsanalysen zu den Einkommenseffekten beruflicher Weiterbildung dargestellt. Als einziger Unterschied in den Regressionsmodellen wurde hier zusätzlich das Magnitude-Berufsprestige als Kovariate kontrolliert. Die Erklärungskraft der Einkommensmodelle liegt zwischen 39 und 46 Prozent. Damit ist sie durchschnittlich schlechter als bei den Prestigemodellen, obwohl bei den Einkommensmodellen ein zusätzlicher Prädiktor verwendet wird. Eine genauere Betrachtung zeigt, dass sich die erklärte Varianz des Einkommen und des Berufsprestiges für die Frauen in einer vergleichbaren Größenordnung bewegt. Auffällig ist die geringere Erklärungskraft der Einkommensmodelle um 10 Prozentpunkte und mehr bei den Männern. In Westdeutschland wäre dieser Unterschied theoretisch darauf zurückzuführen, dass Männer stetigere Erwerbsverläufe und längere Betriebszugehörigkeitsdauern als Frauen aufweisen und deshalb andere Faktoren der Einkommenszuweisung (z.B. Senioritätentlohnung) wirksam werden. In Ostdeutschland greift das Argument dagegen weniger, weil die Frauen hier eine mit den Männern vergleichbare Erwerbsorientierung aufweisen.

Der lineare Trendindikator verweist darauf, dass die Entwicklung des realen Nettoeinkommens im Untersuchungszeitraum in West- und Ostdeutschland unterschiedlich verlaufen ist. In Westdeutschland lässt sich die Einkommensentwicklung mit durchschnittlich 0,1 Prozent am ehesten als Stagnation beschreiben, während die Einkommen in Ostdeutschland sowohl für Männer als auch für Frauen um ca. 3 Prozent pro Jahr recht deutlich gestiegen sind. Es ist erneut darauf hinzuweisen, dass sich dieses Ergebnis auf eine stark selektierte Untersuchungsgruppe von 25–64jährigen abhängig Beschäftigten bezieht, die angeben, ihr persönliches Nettoeinkommen überwiegend aus der Erwerbstätigkeit zu beziehen. Zusätzlich dürfte es mit dem fortschreitenden Beschäftigungsabbau in Ostdeutschland in den 1990er Jahren zu sogenannten „Creaming-Effekten“ gekommen sein, weil gering qualifizierte und einkommensschwache Arbeitsplätze überproportional häufig weggefallen sind.

Für die berufliche Weiterbildung sind auch bei den Einkommensmodellen signifikante Effekte zwischen 3 Prozent für ostdeutsche Männer und 10 Prozent für westdeutsche Frauen festzustellen. Die westdeutschen Männer und die ostdeutschen Frauen liegen mit 6 bzw. 7 Prozent dazwischen. Diese Werte sind in der Größenordnung vergleichbar mit den Ergebnis-

sen von Analysen einzelner Mikrozensen zum Thema (vgl. Pfeiffer / Brade 1995; Kuckulenz 2006).²⁰

Tabelle 6: Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Netto-Einkommens auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten)

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,028 (0,000) | 0,032 (0,000) |
| Weiterbildung | 0,058 (0,001) | 0,097 (0,002) | 0,028 (0,003) | 0,070 (0,003) |
| Deutsche | 0,083 (0,002) | -0,021 (0,003) | 0,076 (0,011) | 0,110 (0,018) |
| Alter (Dekaden) | 0,255 (0,004) | 0,206 (0,007) | 0,062 (0,009) | 0,151 (0,013) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,022 (0,001) | -0,021 (0,001) | -0,007 (0,001) | -0,017 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,039 (0,000) | 0,042 (0,000) | 0,036 (0,001) | 0,033 (0,001) |
| Berufsprestige | 0,005 (0,000) | 0,004 (0,000) | 0,004 (0,000) | 0,004 (0,000) |
| Verheiratet | 0,182 (0,001) | -0,159 (0,002) | 0,089 (0,003) | -0,082 (0,004) |
| Verwitwet | 0,106 (0,006) | 0,220 (0,005) | 0,100 (0,011) | 0,119 (0,008) |
| Geschieden | 0,068 (0,002) | 0,093 (0,003) | 0,050 (0,004) | 0,059 (0,005) |
| Bedarf | 0,040 (0,001) | 0,041 (0,001) | 0,020 (0,001) | 0,046 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,023 (0,002) | -0,281 (0,003) | 0,001 (0,004) | -0,105 (0,006) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,028 (0,001) | -0,055 (0,002) | 0,022 (0,002) | 0,013 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,058 (0,003) | -0,056 (0,004) | -0,072 (0,004) | -0,055 (0,006) |
| Betriebswechsel | -0,032 (0,002) | -0,008 (0,003) | -0,002 (0,003) | -0,036 (0,005) |
| Arbeitssuche | -0,095 (0,003) | -0,032 (0,005) | -0,102 (0,004) | -0,054 (0,005) |

²⁰ In der Arbeit von Kuckulenz (2006) bleiben Fragen bzgl. Operationalisierung der Weiterbildungsbeteiligung offen. Einmal wird auf einen Bezugszeitraum für die Weiterbildungsbeteiligung von vier Wochen verwiesen (Kuckulenz 2006: 6), obwohl die Teilnahmequoten praktisch identisch sind mit den in der vorliegenden Arbeit für einen Bezugszeitraum von einem Jahr bestimmten. Ein anderes Mal wird im Text auf einen stärkeren Einkommenseffekt beruflicher Weiterbildung im Vergleich zu allgemeiner Weiterbildung verwiesen (Kuckulenz 2006: 18), obwohl das Verhältnis in der zugrunde liegenden Tabelle umgekehrt ist (Kuckulenz 2006: 19).

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Befristung | -0,188 (0,002) | -0,180 (0,004) | -0,144 (0,004) | -0,084 (0,004) |
| Arbeitszeit | 0,006 (0,000) | 0,017 (0,000) | 0,005 (0,000) | 0,011 (0,000) |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,098 (0,003) | -0,345 (0,003) | -0,115 (0,009) | -0,308 (0,009) |
| Öffentlicher Dienst | -0,011 (0,002) | 0,105 (0,002) | 0,020 (0,004) | 0,141 (0,004) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | 0,015 (0,005) | -0,121 (0,010) | -0,109 (0,006) | -0,069 (0,007) |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | 0,197 (0,002) | 0,133 (0,003) | 0,055 (0,004) | 0,033 (0,004) |
| Energie- und Wasserversor- gung | 0,238 (0,004) | 0,176 (0,011) | 0,196 (0,007) | 0,220 (0,013) |
| Baugewerbe | 0,138 (0,002) | 0,078 (0,006) | 0,101 (0,004) | 0,074 (0,007) |
| Handel und Gastgewerbe | 0,075 (0,002) | -0,043 (0,002) | -0,001 (0,005) | -0,076 (0,004) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | 0,123 (0,002) | 0,104 (0,004) | 0,088 (0,005) | 0,078 (0,006) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,248 (0,003) | 0,159 (0,004) | 0,184 (0,010) | 0,188 (0,007) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | 0,133 (0,003) | 0,045 (0,003) | 0,036 (0,005) | 0,004 (0,006) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | 0,164 (0,002) | 0,039 (0,003) | 0,126 (0,005) | 0,080 (0,004) |
| Konstante | 5,372 (0,009) | 5,149 (0,015) | 5,613 (0,023) | 5,017 (0,032) |
| R-Sq | 0,443 | 0,462 | 0,387 | 0,427 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

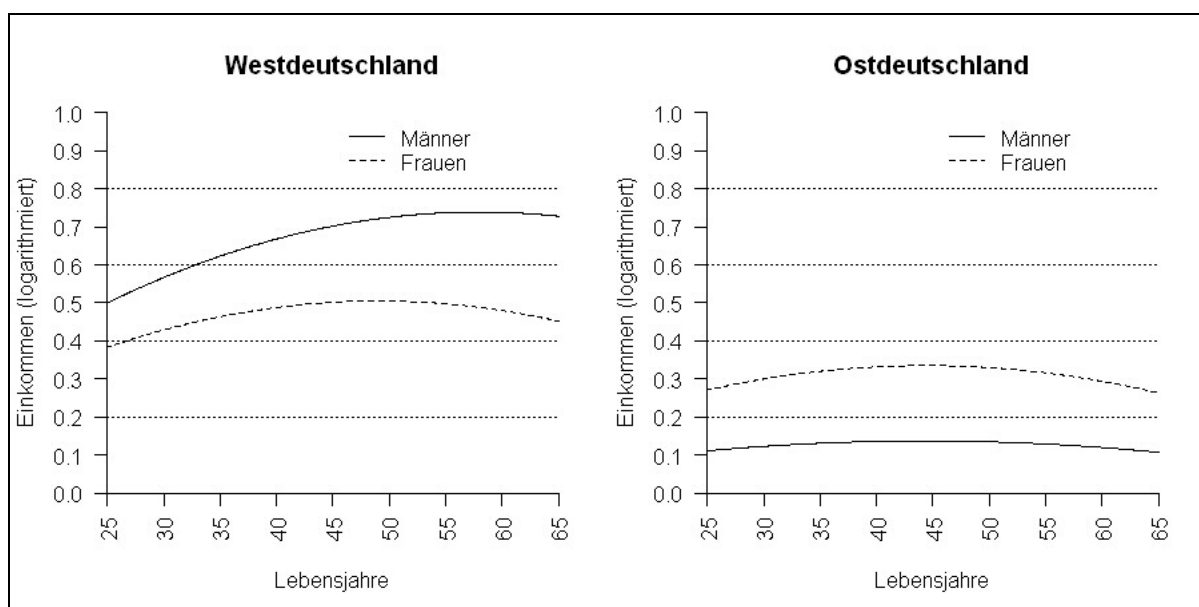
Im Vergleich zu den Prestigeeffekten bieten die Einkommenseffekte der Staatsangehörigkeit ein weniger einheitliches Bild. Die Einkommen von Beschäftigten mit deutscher Staatsangehörigkeit liegen bei drei der vier Untersuchungsgruppen über den Einkommen der ausländischen Beschäftigten, und zwar betrifft das die westdeutschen Männer sowie die ostdeutschen Männer und Frauen. In Westdeutschland liegen dagegen die Einkommen von Frauen mit deutscher Staatsangehörigkeit signifikant unter denen von Frauen mit einer anderen Staatsangehörigkeit.

Die Altersprofile des Einkommens, wie sie aus den Koeffizienten in Tabelle 6 hervorgehen, sind als Liniendiagramme in Abbildung 4 veranschaulicht. Hier zeigt sich der typische,

aus vielen Humankapitalstudien bekannte konkave Verlauf (vgl. Mincer 1994: 116). Mit zunehmendem Alter wächst das Einkommen mit abnehmender Geschwindigkeit an und erreicht nach etwa drei Jahrzehnten „im Erwerbsleben“ ein Maximum. Allerdings unterscheidet sich das Alters-Einkommens-Profil der westdeutschen Männer deutlich von denen der anderen Untersuchungsgruppen: es steigt steiler an, erreicht seinen Hochpunkt erst spät und bleibt bis zum gesetzlichen Renteneintrittsalter praktisch konstant. Die Koeffizienten der Bildung (gemessen in Jahren) sind in den Einkommensmodellen deutlich geringer als in den Prestigeregessionen. Das ist eben darauf zurückzuführen, dass eine enge Verbindung zwischen der genossenen Ausbildung und dem erreichten Berufsprestige besteht. Allerdings sind die beiden Indikatoren nicht deckungsgleich, wie die partiellen Effekte der Bildung und des Berufsprestiges zeigen. Bei jeweils gleicher Ausbildung bzw. gleichem Berufsprestige übt der jeweils andere Faktor einen eigenständigen Effekt auf das Nettoeinkommen der Beschäftigten aus.

Im Gegensatz zur Analyse des Berufsprestiges zeigen sich bei den Einkommensmodellen beträchtliche Effekte der Familien- und Haushaltsstruktur. So ist in beiden Regionen das Einkommen von verheirateten gegenüber ledigen Männern erhöht, während das Einkommen von verheirateten gegenüber ledigen Frauen reduziert erscheint. Allerdings sind die Unterschiede

Abbildung 4: Altersprofile des geschätzten Einkommens (logarithmiert) in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen (Liniendiagramme)



Die Liniendiagramme geben die als quadratische Funktion geschätzten Einkommenseffekte des Lebensalters aus den Regressionsmodellen von Tabelle 5 wieder. Dabei wurde der Effekt von null Lebensjahren gleich null gesetzt.

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

in Ostdeutschland geringer als in Westdeutschland. Bei allen vier Untersuchungsgruppen erhöht der Bedarf im Haushaltszusammenhang (Verhältnis von Haushaltsmitgliedern zu Erwerbstätigen im Haushalt) das Einkommen. Das Einkommen von Frauen sinkt mit der Anzahl von kleinen Kindern im Haushalt deutlich, während das Einkommen von Männern tendenziell sogar steigt.

Die Effekte der Berufsverlaufsindikatoren auf das Einkommen ähneln ihren Effekten auf das Berufsprestige: Während ein Berufswechsel im letzten Jahr und die Arbeitssuche im letzten Monat deutlich negativ auf das Einkommen wirken, sind die Effekte eines Betriebswechsels im letzten Jahr schwächer.

Von den Indikatoren der Arbeitsplatzstruktur gehen bei allen vier Untersuchungsgruppen einheitliche und starke Effekte auf das Einkommen aus. Demnach sind befristete Arbeitsverträge mit starken Einkommenseinbußen verbunden, die in Westdeutschland noch stärker ausfallen als in Ostdeutschland. Dagegen übt die Arbeitszeit einen positiven Einfluss auf das Einkommen aus, was bei der Analyse der Nettoeinkommen im Gegensatz zu den Löhnen, die Gegenstand der Arbeitsangebotstheorie sind, nicht anders zu erwarten ist. Konsistent dazu sind die negativen Effekte einer geringfügigen Beschäftigung, die bei den Frauen deutlich stärker ausfallen als bei den Männern.

Zwischen den einzelnen Wirtschaftszweigen herrschen erhebliche Einkommensunterschiede. So ist eine Tätigkeit im öffentlichen Dienst für Frauen mit positiven Einkommenseffekten verbunden. Nimmt man auch die Tätigkeit in der „öffentlichen Verwaltung u. Ä.“ hinzu, zeigen sich aber auch für Männer positive Einkommenseffekte der öffentlichen Beschäftigung.²¹ Was die anderen Wirtschaftszweige angeht, sind Tätigkeiten im primären Sektor überwiegend mit negativen Einkommenseffekten und Tätigkeiten in der Energie- und Wasserversorgung sowie im Kredit- und Versicherungsgewerbe mit deutlich positiven Einkommenseffekten verbunden. Letzteres gilt auch für Tätigkeiten im Bergbau und im verarbeitenden Gewerbe in Westdeutschland, aber nicht in Ostdeutschland.

²¹ Die beiden Indikatoren sind hoch miteinander korreliert. Dabei zeigt sich, dass nahezu alle Befragten, die bei der Klassifikation des Wirtschaftszweigs der öffentlichen Verwaltung u. Ä. zugeordnet wurden, auch angeben, im öffentlichen Dienst zu arbeiten. Umgekehrt werden aber nur ca. 40 Prozent der Befragten, die eine Tätigkeit im öffentlichen Dienst angeben, dem Wirtschaftszweig der öffentlichen Verwaltung zugeordnet.

Statureffekte beruflicher Weiterbildung mit der Heckman-Korrektur

Wie weiter oben im Abschnitt „Daten und Konzepte“ dargestellt, werden als Instrumentalvariablen für die Heckman-Korrektur die Dummyvariablen für das wechselnde Erhebungsschema zur beruflichen Weiterbildung in den verwendeten Jahrgängen des Mikrozensus verwendet. Die Vorgehensweise folgt der Darstellung von Smits (2003). Das Logitmodell aus Tabelle 4 dient als Selektionsmodell zur Heckman-Korrektur der Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung. Die Lambda-Werte zur Kontrolle der unbeobachteten Selektionskriterien lassen sich auf Basis der dort geschätzten Teilnahmewahrscheinlichkeiten berechnen (Smits 2003: 5-6). Das Selektionsmodell zur Korrektur der Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung enthält zusätzlich die Prestigevariable, weil sie bei der Schätzung der Einkommenseffekte ebenfalls verwendet wird. Die Ergebnisse der Prestige- und Einkommenschätzungen sind in und Tabelle 14 im Anhang ausführlich dokumentiert. Dort wurden korrigierte Standardfehler ausgewiesen (Smits 2003), die sich aber aufgrund der hier verwendeten großen Stichproben praktisch nicht von den gewöhnlichen Standardfehlern aus der OLS-Regression unterscheiden.

Nach den Ergebnissen in Tabelle 7 sind erhebliche Unterschiede zwischen den Statureffekten der beruflichen Weiterbildung ohne und mit der Heckman-Korrektur festzustellen. Im Vergleich zu den Modellen ohne Heckman-Korrektur reduzieren sich die Statureffekte der beruflichen Weiterbildung erheblich oder werden sogar negativ. Die Koeffizienten der Korrekturfaktoren sind dagegen in jedem Falle signifikant positiv. Demnach hätten die unbeobachteten gemeinsamen Kovariaten der Weiterbildung einerseits und der Statusindikatoren andererseits einen positiven Effekt auf das Berufsprestige und das Einkommen. Im Falle der Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung bewegen sich die Koeffizienten in einer plausiblen Größenordnung, während die Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung im Vergleich unplausibel stark negativ ausfallen. Wie eine nähere Analyse der Heckman-Korrektur (hier nicht dokumentiert) gezeigt hat, könnte Letzteres auf zu hohe Korrelationen zwischen dem Einkommen und den Designdummies zurückzuführen sein, die hier zur Heckman-Korrektur verwendet werden. Eine solche Korrelation ist für die Prestigeeffekte der beruflichen Weiterbildung nicht festzustellen. Aus diesem Grund ist davon auszugehen, dass es sich bei den stark negativen Effekten der Weiterbildung auf das Einkommen um methodische Artefakte handelt.

Tabelle 7: Statureffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen aus Ost- und Westdeutschland, 1989/91 bis 2004, mit und ohne Heckman-Korrektur (vergleichende Zusammenstellung von Regressionskoeffizienten aus verschiedenen Modellen)

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| | Prestigeeffekte (ohne Korrektur) | | | |
| Weiterbildung | 0,078 (0,001) | 0,059 (0,001) | 0,083 (0,003) | 0,092 (0,002) |
| | Prestigeeffekte (mit Korrektur) | | | |
| Weiterbildung | -0,055 (0,006) | 0,005 (0,007) | 0,008 (0,011) | 0,026 (0,010) |
| Lambda | 0,074 (0,003) | 0,030 (0,004) | 0,043 (0,006) | 0,039 (0,006) |
| | Einkommenseffekte (ohne Korrektur) | | | |
| Weiterbildung | 0,058 (0,001) | 0,097 (0,002) | 0,028 (0,003) | 0,070 (0,003) |
| | Einkommenseffekte (mit Korrektur) | | | |
| Weiterbildung | -0,212 (0,007) | -0,213 (0,012) | -0,156 (0,013) | -0,048 (0,013) |
| Lambda | 0,151 (0,004) | 0,171 (0,006) | 0,105 (0,007) | 0,070 (0,007) |

Die zugrunde liegenden Modelle sind in Tabelle 13 und Tabelle 14 im Anhang ausführlich dokumentiert. Hier wurden lediglich die Koeffizienten der beruflichen Weiterbildung sowie des Korrekturfaktors Lambda herausgegriffen und gegenübergestellt.

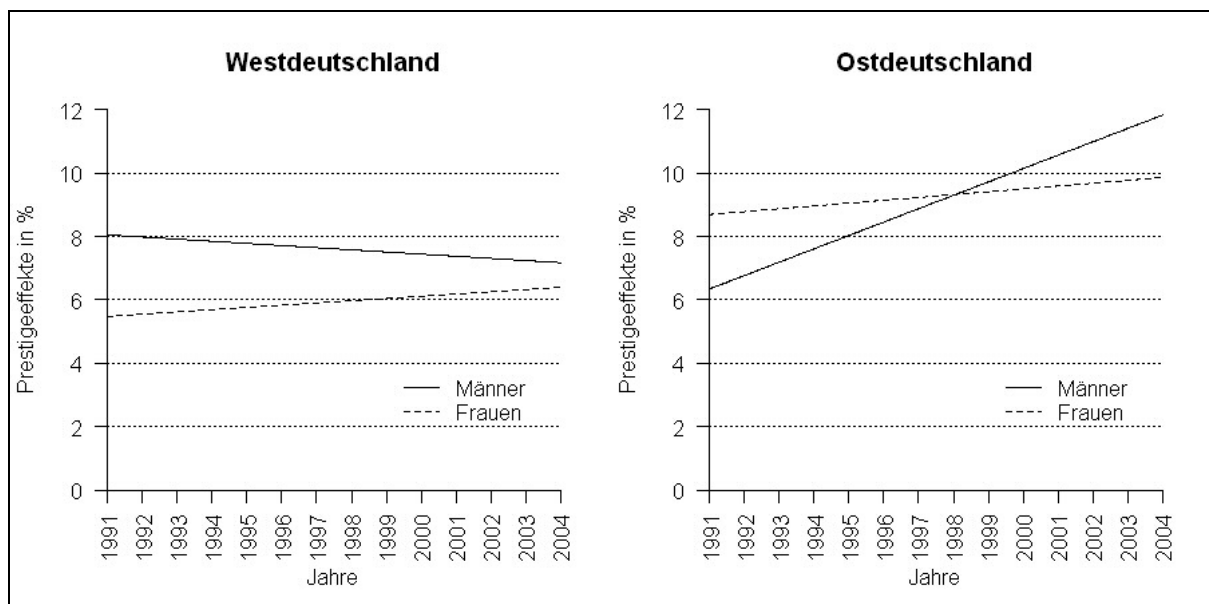
Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

In Bezug auf die Prestigeeffekte der Weiterbildung ist festzustellen, dass unter Kontrolle des Korrekturfaktors bzw. der Selektion in die Weiterbildung die Weiterbildungsbeteiligung nur für ostdeutsche Frauen einen signifikant positiven Effekt zeigt. Für westdeutsche Männer ist er unter Kontrolle der unbeobachteten Hintergrundmerkmale sogar negativ und für westdeutsche Frauen und ostdeutsche Männer ist der Effekt nicht signifikant. Insgesamt gesehen sind diese Ergebnisse ernüchternd, was die Wirkung der beruflichen Weiterbildung angeht. Es sollten aber Versuche unternommen werden, diese Ergebnisse unter Verwendung anderer Prädiktoren der beruflichen Weiterbildung als den Designdummies zu überprüfen. Möglicherweise finden sich in einzelnen Querschnittdatensätzen des Mikrozensus, in denen berufliche Weiterbildung detaillierter als üblich erhoben wird, bessere Prädiktoren, die zu anderen Ergebnissen führen.

Entwicklung der Statureffekte beruflicher Weiterbildung

Nachdem in den voran stehenden Abschnitten Prestige- und Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung mit den kumulierten Mikrozensusdaten im Durchschnitt über den gesamten Untersuchungszeitraum betrachtet wurden, sollen nun eine stärker dynamische Perspektive eingenommen und etwaige Veränderungen im Zusammenhang von beruflicher Weiterbildung und sozialem Status untersucht werden. Zu diesem Zweck werden Interaktionseffekte zwischen der beruflichen Weiterbildung und dem linearen Trendindikator gebildet, der bisher nur zur Kontrolle der durchschnittlichen Prestige- und Einkommensentwicklung in den Untersuchungsgruppen eingesetzt wurde. Da die oben beschriebenen Analysen und die neuere Forschungsliteratur deutlich gezeigt haben, dass Bildung als kumulativer Prozess anzusehen ist und vorangegangene Bildungsabschlüsse und das Qualifikationsniveau von Arbeitsplätzen zu den stärksten Prädiktoren der Weiterbildungsbeteiligung gehören, werden im Folgenden auch Interaktionseffekte mit der Bildung in Jahren resp. dem Berufsprestige kontrolliert. Die Ergebnisse sind ausführlich in Tabelle 15 und Tabelle 16 im Anhang dokumentiert. Hier werden zur Vereinfachung lediglich graphische Darstellungen der Statureffekte kommentiert.

Abbildung 5: Entwicklung der geschätzten Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme)



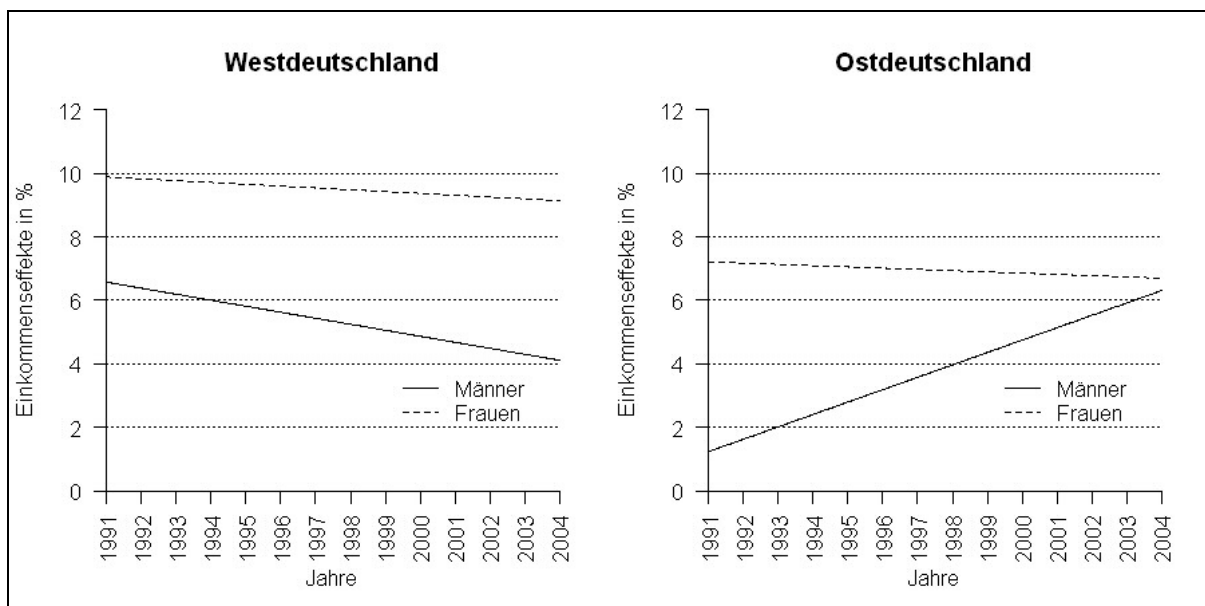
Die Liniendiagramme geben die geschätzten Berufsprestigeeffekte beruflicher Weiterbildung auf Basis des Haupt- und des Interaktionseffekts der beruflichen Weiterbildung mit dem linearen Trendindikator aus Tabelle 15 im Anhang wieder.

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

In Abbildung 5 ist die Entwicklung der Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung im Untersuchungszeitraum dargestellt. Für drei Untersuchungsgruppen – westdeutsche Beschäftigte beiderlei Geschlechts und ostdeutsche Frauen – sind nur moderate Verschiebungen von geringer substanzieller Relevanz in den Prestigeeffekten festzustellen. In Westdeutschland sind die entsprechenden Trendeffekte aufgrund der hohen Fallzahlen zwar statistisch signifikant, nicht aber für die ostdeutschen Frauen, obwohl auch hier mit beinahe 100.000 Frauen eine große Stichprobe vorliegt. Für ostdeutsche Männer ist dagegen ein Trend zu verzeichnen, der nicht nur statistisch signifikant sondern auch inhaltlich relevant ist: Die Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung steigen hier zwischen 1991 und 2004 um mehr als 5 Prozentpunkte an.

Über etwaige Ursachen des Anstiegs lässt sich an dieser Stelle nur spekulieren: Einerseits könnte die berufliche Weiterbildung, wie sie im Boom nach der Wiedervereinigung gewissermaßen nach dem „Gießkannenprinzip“ betrieben wurde, zu Beginn des Untersuchungszeitraums tatsächlich weniger effizient im Hinblick auf Statuserhalt und Aufstiegsmöglichkeiten gewesen sein. Dann wäre aber auch die Frage zu stellen, warum das für ostdeutsche Frauen

Abbildung 6: Entwicklung der geschätzten Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung in West- und Ostdeutschland für Männer und Frauen, 1991–2004 (Liniendiagramme)



Die Liniendiagramme geben die geschätzten Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung auf Basis des Haupt- und des Interaktionseffekts der beruflichen Weiterbildung mit dem linearen Trendindikator aus Tabelle 16 im Anhang wieder.

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

nicht zutreffen sollte. Zudem vertreten Büchel und Pannenberg (2004: 116) aufgrund ihrer ökonometrischen Analyse der Einkommensrenditen beruflicher Weiterbildung genau die gegenteilige These. Andererseits ist daran zu erinnern, dass die hier implizit vorgenommenen Kausalinterpretationen durch das verwendete Verfahren der linearen Regression methodisch nicht gestützt sind. Wenn gerade die Einschränkung des „Gießkannenprinzips“ im Untersuchungszeitraum zu einer stärkeren Selektivität der Weiterbildungsbeteiligung und zu einer höheren Konzentration von hoch qualifizierten und statushohen Beschäftigten unter den Teilnehmern geführt hat, die mit den hier verfügbaren Indikatoren nicht kontrolliert werden kann, ergeben sich Probleme für die Schätzung. Dann wären die steigenden Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung zumindest teilweise auf die verstärkte Selektion in die Weiterbildung zurückzuführen und die Frage nach dem Anteil von Effizienzsteigerungen an der Entwicklung bliebe eine offene empirische Frage, die mit den hier verfügbaren Daten nicht beantwortet werden kann.

Die Entwicklung der Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung veranschaulicht Abbildung 6. Statistisch signifikante Trends sind hier nur für männliche Beschäftigte in beiden Landesteilen festzustellen. Aber im Gegensatz zu den Prestigeeffekten bewegen sich beide in einer inhaltlich relevanten Größenordnung. Für die westdeutschen Männer erscheint der bereits bei den Prestigeeffekten beobachtete Abwärtstrend in verstärkter Form und für die ostdeutschen Männer erscheint der dort gefundene Aufwärtstrend in abgeschwächter Weise. Für Letztere ließe sich die oben gegebene Argumentation übertragen. Für Erstere ließe sich analog die Frage stellen, ob die sinkenden Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung auf abnehmende Bildungsrenditen hindeuten oder ob sich stattdessen die Selektivität in der Weiterbildungsbeteiligung abschwächt. Für Letzteres finden sich auf Basis der westdeutschen Schwerpunkterhebungen zur beruflichen Weiterbildung im SOEP zumindest schwache Anhaltspunkte für den Zeitraum von 1986 bis 2000 (Schiener 2006: 182-6).

5 Schluss

Von der Frage nach den Statureffekten beruflicher Weiterbildung ausgehend, spannt die hier vorgelegte Studie einen weiten Bogen über das inhaltliche Schnittfeld von soziologischer Weiterbildungs- und Ungleichheitsforschung. Nach einer einführenden Diskussion der theoretischen und methodischen Grundlagen wird der Stand der empirischen Forschung zur Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung, der sozialen Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung und zu den Statureffekten der Weiterbildung rekapituliert. Für die Frage der Staturef-

efekte wird eine Klassifikation der verfügbaren empirischen Studien entwickelt, weil die Ergebnisse entscheidend davon abhängen, wie die jeweiligen Untersuchungen aufgebaut sind: Neben der analysierten Statusdimension (Berufsprestige / Einkommen) unterscheidet sie nach Untersuchungsdesign und Datenstruktur (Querschnitt-, Mobilitäts- und Panelanalysen) und der Frage, ob die Selektion beim Zugang zur beruflichen Weiterbildung explizit berücksichtigt wurde. Im Anschluss an die Beschreibung der Datengrundlage (kumulierte Querschnitte der Mikrozensus 1989/91–2004) werden die empirischen Ergebnisse für jeweils vier Untersuchungsgruppen (ost- und westdeutsche Frauen und Männer) präsentiert. Sie beziehen sich auf die drei Bereiche, die bereits bei der Diskussion des empirischen Forschungsstands berücksichtigt wurden:

- 1) Entwicklung der Weiterbildungsbeteiligung,
- 2) soziale Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung,
- 3) Statureffekte beruflicher Weiterbildung (Stand und Entwicklung)

Zunächst stellt sich die Frage, ob sich die Ergebnisse des Mikrozensus mit dem im „Berichtssystem Weiterbildung“ und in anderen Studien gefundenen Rückgang der Weiterbildungsbeteiligung seit Mitte der 1990er Jahre vereinbaren lassen oder nicht. Kontrolliert man die Veränderungen im Erhebungsschema des Mikrozensus zur beruflichen Weiterbildung durch Designdummies, so lässt sich in Logitmodellen ein statistisch und inhaltlich signifikanter konkaver Verlauf der Weiterbildungsbeteiligung schätzen. Im Untersuchungszeitraum steigt die Weiterbildung zunächst an und fällt danach wieder ab. Die Maxima der Weiterbildungsbeteiligung liegen je nach Untersuchungsgruppe zwischen 1997 und 2000, was im Einklang mit dem Berichtssystem Weiterbildung für einen Rückgang der Weiterbildungsquoten in den letzten Jahren spricht.

Die Frage nach der sozialen Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung wird mit Logitmodellen zur Weiterbildungsbeteiligung anhand der kumulierten Mikrozensusdaten von 1989/91–2004 für West- bzw. Ostdeutschland untersucht. Die Ergebnisse entsprechen im Großen und Ganzen denen aus älteren Studien auf der Basis von Mikrozensus- und anderen Daten. Im Vordergrund steht die schulische und berufliche Vorbildung mit einem besonders starken Einfluss auf die spätere Weiterbildungsbeteiligung: Weiterbildung fügt sich kumulativ und nicht kompensatorisch in die Bildungs- und Berufsverläufe der Erwerbstätigen ein. Daneben weisen jüngere Erwerbstätige und solche mit deutscher Staatsangehörigkeit eine erhöhte Weiterbildungswahrscheinlichkeit im Vergleich zu Älteren und Ausländern auf. Die

Weiterbildungsbeteiligung ist abhängig von der Familien- und Haushaltsstruktur. Im Vergleich zu den ledigen Geschlechtsgenossinnen und -genossen nehmen verheiratete Männer häufiger an Weiterbildung teil und verheiratete Frauen seltener. Je größer der Bedarf an Einkommen im Haushalt ist (gemessen als Verhältnis von Haushaltsmitgliedern zu erwerbstätigen Haushaltsmitgliedern) desto geringer sind die Weiterbildungsaktivitäten. Leben kleine Kinder unter drei Jahren in den Haushalten der Erwerbstätigen, reduziert sich die Weiterbildungsbeteiligung bei den Frauen im Unterschied zu den Männern stark. Von den Merkmalen des Berufsverlaufs (Berufs- oder Betriebswechsel im letzten Jahr oder Arbeitssuche im letzten Monat) gehen für Männer und z. T. auch für Frauen positive Effekte auf die Weiterbildungsbeteiligung aus. Die Effekte von Arbeitsplatz- und Beschäftigungsmerkmalen spielen ebenfalls eine Rolle für die Weiterbildungsbeteiligung. Befristet Beschäftigte bilden sich häufiger weiter als Festangestellte. Mit steigender Arbeitszeit nimmt auch die Weiterbildungsbeteiligung zu. Daneben steigert aber auch eine geringfügige Beschäftigung die Weiterbildungsaktivitäten. Für die Auswirkungen der Branchenstruktur ist vor allem die positive Wirkung einer Beschäftigung im öffentlichen Dienst hervorzuheben.

Um der Frage nach den Stuseffekten beruflicher Weiterbildung nachzugehen, werden drei Schritte unternommen. Im ersten Schritt werden multiple Regressionen der Statusindikatoren auf die Weiterbildungsbeteiligung bestimmt. Dabei wird eine Vielzahl von Kovariaten berücksichtigt, um die beobachtete Heterogenität zwischen Weiterbildungsteilnehmern und Nichtteilnehmern zu kontrollieren. Auf diese Weise sind sowohl statistisch signifikante als auch substantiell relevante Prestige- und Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung festzustellen. Die Erträge beruflicher Weiterbildung liegen nach diesen Schätzungen zwischen 6 und 9 Prozent beim Berufsprestige und zwischen 3 und 10 Prozent beim Einkommen. Allerdings hat die einführende Diskussion gezeigt, dass diese Koeffizienten nicht als Kausaleffekte sondern eher als Partialkorrelationen der Weiterbildung mit den Statusindikatoren zu interpretieren sind, weil von erheblicher unbeobachteter Heterogenität zwischen Weiterbildungsteilnehmern und Nichtteilnehmern auszugehen ist. Aus diesem Grund wird in einem zweiten Schritt versucht, die unbeobachtete Heterogenität auf Basis der Heckman-Korrektur zu kontrollieren. Leider stehen in den kumulierten Mikrozensusdatensätzen von 1989/91–2004 keine geeigneten, inhaltlich definierten Variable zur Verfügung, die zwar die Weiterbildungsbeteiligung nicht aber die Statusindikatoren beeinflussen. Deshalb wird im Selektionsmodell auf die Designdummy's zur Kontrolle des im Untersuchungszeitraum wechselnden Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung zurückgegriffen. Die Ergebnisse

lassen vermuten, dass die Heckman-Korrektur für die Prestigeeffekte der Weiterbildung erfolgreich ist, aber für die Einkommenseffekte fehlschlägt. Ein Vergleich der Ergebnisse zeigt, dass die Prestigeeffekte aus der OLS-Schätzung zum größten Teil auf die Einflüsse unbeobachteter Heterogenität zurückzuführen sein dürften. Signifikant positive Erträge der Weiterbildung (von 2,6 Prozent) sind nur für ostdeutsche Frauen festzustellen. Bei ostdeutschen Männern und westdeutschen Frauen sind die Erträge zwar schwach positiv, aber nicht signifikant. Für die westdeutschen Männer sind dagegen sogar signifikant negative Effekte der beruflichen Weiterbildung (von -5,5 Prozent) zu verzeichnen. Der dritte Schritt bei der Analyse der Statureffekte besteht darin, die Entwicklung der Statureffekte beruflicher Weiterbildung im Untersuchungszeitraum abzuschätzen. Zu diesem Zweck werden die Interaktionseffekte in OLS-Regressionen zwischen der beruflichen Weiterbildung und linearen Trendindikatoren betrachtet. Auf die Heckman-Korrektur wird dabei verzichtet, weil sie für die Einkommenseffekte keine plausiblen Werte erbringt. Hier zeigen sich bei den Frauen sowohl in den Prestige- als auch in den Einkommenseffekten nur geringe Verschiebungen. Bei den ostdeutschen Männern steigen dagegen die Prestige- und Einkommenseffekte von einem geringen Niveau ausgehend deutlich an, während die Einkommenseffekte der Weiterbildung bei westdeutschen Männern im Untersuchungszeitraum spürbar absinken. Es ist erneut darauf hinzuweisen, dass die hier betrachteten Effekte nicht umstandslos als Kausaleffekte anzusehen sind. So können die aufgezeigten Entwicklungen sowohl auf Verschiebungen in den Erträgen der Weiterbildung als auch auf Veränderungen bei der Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung zurückzuführen sein.

Insgesamt ergeben die hier vorgelegten empirischen Analysen auf Basis der kumulierten Querschnittdatensätze des Mikrozensus (1989–2004) ein plausibles Bild für die Situation der Weiterbildung in Deutschland. Die Daten stützen den Rückgang der Weiterbildungsbeteiligung seit Mitte der 1990er Jahre, wie er auch im Berichtssystem Weiterbildung vorzufinden ist. Die soziale Ungleichheit im Zugang zur Weiterbildung ist insbesondere nach der allgemeinen und beruflichen Vorbildung ausgeprägt und verstärkt die Unterschiede zwischen den Bildungsgruppen im Laufe des Erwerbslebens. Der Zusammenhang zwischen beruflicher Weiterbildung und dem sozialen Status von Erwerbstätigen ist stark. Er dürfte jedoch in höherem Maße auf unbeobachtete Merkmale der Erwerbstätigen (z. B. Persönlichkeitseigenschaften) oder auf Pfadabhängigkeiten von beruflichen Karrieren zurückzuführen sein als auf Kausaleffekte der Weiterbildung. Insofern erscheinen die weiterführenden Interpretationen in der neueren Forschungsliteratur plausibel, die den kumulativen Charakter des Bildungserwerbs

betonen (Büchel / Pannenberg 2004: 122), von Weiterbildung als integralem Bestandteil hoch qualifizierter Arbeitsplätze ausgehen, der nicht eigens zu vergüten ist (Schiener 2006: 258), und auf eine engen Kopplung der Weiterbildung an bestimmte Karrierepfade verweisen (Pfeiffer / Reize 2000: 24-5). Vorbildung und Weiterbildung erscheinen hier tatsächlich als komplementäre Güter, deren Erträge nicht getrennt voneinander zu realisieren sind (Mincer 1994: 122). Bei der weiterführenden Analyse solcher Konzeptionen helfen allerdings die Querschnittsdaten des Mikrozensus nicht mehr weiter. In Zukunft ist verstärkt das kürzlich als Scientific-Use-File erschienene Mikrozensus-Panel zu nutzen, das aufgrund seines Längsschnittcharakters bei gleichzeitig hohen Fallzahlen verbesserte Analysemöglichkeiten bietet.

Anhang

Tabelle 8: Kodierung der Variablen „Teilnahme an beruflicher Weiterbildung“

| | Relevante Variable(n) | Weiterbildung = 1, wenn... |
|-----------|---|--|
| 1989-1995 | Seit 1987 (1989, 1991, 1993) an beruflicher Fortbildung teilgenommen (auch Umschulung und sonstige zusätzliche praktische Berufsausbildung)? | - am Arbeitsplatz, im Betrieb - bei einer Industrie- und Handelskammer usw. - in besonderen Fortbildungs- / Umschulungsstätten - an einer berufsbildenden Schule / Hochschule - durch Fernunterricht - auf andere Art |
| 1996-1998 | Berufliche Ausbildung/Fortbildung/Umschulung in den letzten vier Wochen? | - ja |
| | Seit Ende April 1995 (1996, 1997) an beruflicher Aus-/Fortbildung, Umschulung teilgenommen? | - ja |
| 1999-2001 | Nehmen Sie gegenwärtig oder seit April 1998 (1999, 2000) an einer Bildungsmaßnahme teil? | - ja: berufliche Aus-/Fortbildung/Umschulung - ja: sowohl berufliche Aus-/ Fortbildung/ Umschulung als auch allgemeine Weiterbildung |
| | Zweck der beruflichen Maßnahme | - NICHT erste berufliche Ausbildung |
| 2002 | Berufliche Ausbildung/Fortbildung/Umschulung gegenwärtig oder seit April 2001? | - ja |
| | Zweck der beruflichen Maßnahme | - NICHT erste berufliche Ausbildung |
| 2003 | Filter: Seit April 2002 an einer oder mehreren Lehrveranstaltungen der allgemeinen oder beruflichen Weiterbildung teilgenommen? (→ ja) Zweck der letzten Lehrveranstaltung Zweck der vorletzten Lehrveranstaltung Zweck der drittletzten Lehrveranstaltung | - beruflich - beruflich - beruflich |
| 2004 | Filter: Seit Ende März 2003 an einer oder mehreren Lehrveranstaltungen der allgemeinen oder beruflichen Weiterbildung [...] teilgenommen oder nehmen Sie gegenwärtig daran teil? (→ ja) Zweck der Veranstaltung(en) | - überwiegend beruflich |

Lesehilfe: Im Erhebungsschema der Jahre 1996-1998 erhält der Weiterbildungsindikator den Wert 1, wenn mindestens eine der in der zweiten Spalte angegebenen Variablen mit „ja“ beantwortet wurde („Oder-Verknüpfung“).

Quelle: Fragebögen, Mikrozensus 1989-2004, eigene Definitionen.

Tabelle 9: Definitionen der verwendeten Variablen

| Variable | Definition/Kategorien |
|--|--|
| <i>Eigenschaften des Haushaltes:</i> | |
| Anzahl Personen | Anzahl der Personen im Haushalt [1...15] |
| Anzahl Erwerbstätige | Anzahl der Erwerbstätigen im Haushalt [1...10] |
| Kind unter 3 | Anzahl der Kinder unter 3 Jahren im Haushalt [0...4] |
| Kind unter 15 | Anzahl der Kinder unter 15 Jahren im Haushalt [0...9] |
| Kind 3 bis unter 15 | Anzahl der Kinder zw. 3 und 15 Jahren im Haushalt [0...8] |
| Bedarf | Zahl der Haushaltsmitglieder geteilt durch Zahl der Erwerbstätigen im Haushalt [1...13] |
| <i>Weiterbildung:</i> | |
| Weiterbildung | Teilnahme an beruflicher Weiterbildung (1 = ja, 0 = nein; vgl. Tabelle 8) |
| <i>Abhängige Variablen:</i> | |
| Einkommen | Persönliches Einkommen im Berichtsmonat |
| ln(Einkommen) | Logarithmiertes persönliches Einkommen im Berichtsmonat |
| MPS-Prestige | (vgl. Frietsch / Wirth 2001) |
| ln(MPS-Prestige) | Logarithmiertes MPS-Prestige [3,4...5,38] |
| <i>Persönliche Merkmale:</i> | |
| Geschlecht | 1 = weiblich, 0 = männlich |
| Alter in Dekaden | Alter in Jahren geteilt durch 10 [2,5...6,4] |
| Alter in Dekaden quadriert | Quadriertes Alter in Dekaden [6,3...41] |
| Nationalität | Staatsangehörigkeit (1 = deutsch oder deutsch und zweite Staatsbürgerschaft, 0 = sonst) |
| Familienstand | Vier Dummies, jeweils 1 = ja, 0 = nein für: ledig, verheiratet, verwitwet, geschieden |
| <i>Regionalangaben:</i> | |
| Osten | Ostdeutschland (1 = ja, 0 = nein) |
| <i>(Aus-)Bildung:</i> | |
| CASMIN | Bildung nach der CASMIN-Klassifikation (1 = 1a/1b, 2 = 1c, 3 = 2b, 4 = 2a, 5 = 2c_gen, 6 = 2c_voc, 7 = 3a, 8 = 3b). Bildung von Dummies für jede Kategorie, jeweils 1 = ja, 0 = nein. Vgl. Tabelle 10 |
| CASMIN in Jahren | Umkodierung der CASMIN-Variablen in (Aus-) Bildungsjahre [9...18] |
| <i>Eigenschaften der Erwerbstätigkeit:</i> | |
| Wirtschaftszweig | Wirtschaftszweig des Betriebes, 10 Dummies, jeweils 1 = ja, 0 = nein für: Land-/Forstwirtschaft/Fischerei, Bergbau/Verarbeitendes Gewerbe, Energie- und Wasserversorgung, Baugewerbe, Handel und Gastgewerbe, Verkehr/Nachrichtenübermittlung, Kredit- und Versicherungsgewerbe, Grundstückswesen/Vermietung/wirtschaftl. Dienstl., Öffentliche Verwaltung u. Ä., Öffentliche und private Dienstleistungen (ohne öff. Verw.) |
| Arbeitszeit (tatsächliche) | Tatsächlich in der Berichtswoche geleistete Arbeitszeit in Stunden [0...98] |

| | |
|--------------------------------------|---|
| Geringfügige Beschäftigung | 1 = ja, 0 = nein |
| Öffentlicher Dienst | 1 = ja, 0 = nein |
| Befristung | Befristeter Arbeitsvertrag/Beschäftigung (1 = ja, 0 = nein) |
| Betriebswechsel | Betriebswechsel im letzten Jahr (MZ 1989-1995; in den letzten zwei Jahren) (1 = ja, 0 = nein) |
| Berufswechsel | Berufswechsel im letzten Jahr (MZ 1989-1995; in den letzten zwei Jahren) (1 = ja, 0 = nein) |
| Arbeitssuche | In den letzten vier Wochen nach einer anderen/weiteren Tätigkeit gesucht (1 = ja, 0 = nein) |
| <i>Jahres- und Trendindikatoren:</i> | |
| Jahr | MZ-Jahrgang [1989...2004] |
| Trend | Trendindikator (1989 = -2, 1991 = 0,..., 2004 = 13) |
| Trend quadriert | Quadrierter Trendindikator [0...169] |
| Zeitfenster1 | Dummy zur Kontrolle des Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung im Zeitraum 1989-1995 (1 = ja, 0 = nein) |
| Zeitfenster2 | Dummy zur Kontrolle des Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung im Zeitraum 1996-1998 (1 = ja, 0 = nein) |
| Zeitfenster3 | Dummy zur Kontrolle des Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung im Zeitraum 1999-2002 (1 = ja, 0 = nein) |
| Zeitfenster4 | Dummy zur Kontrolle des Erhebungsschemas zur beruflichen Weiterbildung im Zeitraum 2003-2004 (1 = ja, 0 = nein) |
| <i>Interaktionseffekte:</i> | |
| Trend × Weiterbildung | [-2...13] |
| Trend × CASMIN in Jahren | [-36...234] |

Zur Operationalisierung des (Aus-) Bildungsniveaus der Befragten wird die CASMIN-Klassifikation („Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations“) herangezogen. Sie bietet den Vorteil, allgemeine und berufliche Bildungsabschlüsse in einer Skala zu vereinen und erlaubt eine hierarchische Ordnung (Brauns / Steinmann 1999). Tabelle 10 zeigt die auf die deutschen Verhältnisse zugeschnittenen Ausprägungen der CASMIN-Klassifikation, welche den empirischen Analysen mit dem Mikrozensus zugrunde liegen (Granato 2000).

Tabelle 10: Die CASMIN-Klassifikation der (Aus-)Bildungsabschlüsse

| | |
|--------|---|
| 1a, 1b | Kein Schulabschluss (1a) oder Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung (1b) |
| 1c | Hauptschulabschluss mit beruflicher Ausbildung ^a |
| 2b | Mittlere Reife ^b ohne berufliche Ausbildung |
| 2a | Mittlere Reife ^b mit beruflicher Ausbildung |
| 2c_gen | (Fach-)Hochschulreife ohne berufliche Ausbildung |
| 2c_voc | (Fach-)Hochschulreife mit beruflicher Ausbildung |
| 3a | Fachhochschulabschluss ^c |

Erläuterung: Die nicht hierarchische Folge wurde nach inhaltlicher Bedeutung geordnet. ^a Berufliche Ausbildung entspricht: Anlernausbildung, berufliches Praktikum, Berufsvorbereitungsjahr, Lehrausbildung, Berufsfachschule, Meister-/Technikerausbildung, Fachschule ehem. DDR. Außerdem für MZ 1999-2001: Verwaltungsfachhochschulen. ^b Inklusive POS (polytechnische Oberschule) der ehem. DDR. ^c MZ 1996-1998 sowie 2002-2004: inklusive Verwaltungsfachhochschulen.

Quelle: Brauns / Steinmann (1999: 43), leicht verändert.

Die Unterscheidung der numerischen Kategorien (1, 2, 3) entspricht der Unterteilung der allgemeinen Bildungsabschlüsse in Pflichtschulbereich (1), Sekundarbereich (2) und Tertiärbereich (3). Auf den Ebenen 1 und 2 wird dann für jeden allgemein bildenden Abschluss danach unterschieden, ob ein beruflicher Abschluss vorliegt oder nicht. Die beiden Kategorien am unteren Ende der Bildungsabschlüsse (1a, 1b) wurden für die empirischen Analysen zusammengefasst und entsprechen somit der Gruppe, die höchstens einen Hauptschulabschluss, aber keinerlei berufliche Ausbildung hat.

Zwei weitere Besonderheiten kennzeichnen die hier verwendete CASMIN-Variable: Zum einen ist die Beantwortung der einschlägigen Variablen („höchster beruflicher/allgemein bildender Abschluss“) im Mikrozensus für Personen älter als 50 Jahre freiwillig. Es ergeben sich somit – im Gegensatz zu allen anderen unabhängigen Variablen im Datensatz – Ausfälle durch fehlende Werte. Personen, die bei mindestens einer dieser Variablen einen fehlenden Wert aufweisen, wurden bei der CASMIN-Variablen konsequent als fehlend kodiert.²² Allerdings wurde darauf verzichtet, jene Befragte komplett aus dem Datensatz zu löschen, da – wie erwähnt – alle anderen unabhängigen Variablen nicht durch fehlende Werte betroffen sind. Eine weitere Besonderheit stellt die bereits erwähnte im Zeitverlauf wechselnde Kodierung der Absolventen von Verwaltungsfachhochschulen dar: Zählen jene in den Mikrozensen 1999 bis 2001 zu den Meister- und Technikerabschlüssen, werden sie in den restlichen Jahrgängen zu den Fachhochschulabsolventen gerechnet.²³ Lösen lässt sich dieses Problem aber letztendlich nicht und wird deshalb hier nur der Vollständigkeit halber erwähnt. Für eine weiterführende Diskussion der Problematik vgl. Reinberg/Hummel (2002).

²² Die genaue Vorgehensweise der Kodierung folgt den Empfehlungen von Granato (2000). Für eine detailliertere Darstellung der Variablenherstellung und damit verbundene Probleme sei auf diesen Artikel verwiesen.

²³ Bzw. im MZ ab 2002 gesondert ausgewiesen und dann im Zuge der Kodierung der CASMIN-Variable zu den Fachhochschulabsolventen gezählt.

Tabelle 11: Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Westdeutschland, 2004–1989)

| Metrische Variablen | Mittelwerte (Standardabweichungen) | | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------|------------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 | 1997 | 1996 | 1995 | 1993 | 1991 | 1989 |
| Berufsprestige | 61,94 (27,96) | 61,88 (27,80) | 61,32 (27,43) | 61,08 (27,44) | 60,71 (27,32) | 60,71 (27,70) | 60,68 (27,60) | 60,56 (27,40) | 60,26 (27,31) | 59,81 (26,91) | 58,84 (26,38) | 58,06 (26,36) | 58,52 (26,68) |
| Einkommen | 7,22 (0,61) | 7,23 (0,62) | 7,24 (0,62) | 7,22 (0,62) | 7,21 (0,62) | 7,19 (0,62) | 7,19 (0,59) | 7,17 (0,61) | 7,19 (0,60) | 7,22 (0,57) | 7,24 (0,55) | 7,26 (0,55) | 7,24 (0,52) |
| Bildung | 12,74 (2,73) | 12,70 (2,73) | 12,61 (2,67) | 12,57 (2,68) | 12,50 (2,64) | 12,49 (2,65) | 12,49 (2,67) | 12,44 (2,66) | 12,36 (2,66) | 12,33 (2,63) | 12,19 (2,59) | 12,09 (2,57) | 12,11 (2,57) |
| Arbeitszeit | 34,60 (13,70) | 35,05 (13,20) | 35,45 (13,30) | 35,47 (13,49) | 35,32 (13,77) | 35,69 (13,48) | 36,05 (12,95) | 35,71 (13,23) | 35,66 (12,92) | 35,69 (12,84) | 35,87 (12,29) | 36,64 (12,08) | 37,21 (12,60) |
| Alter (Dekaden) | 4,22 (0,96) | 4,19 (0,96) | 4,17 (0,96) | 4,15 (0,96) | 4,12 (0,97) | 4,11 (0,98) | 4,10 (0,99) | 4,09 (1,00) | 4,09 (1,01) | 4,09 (1,02) | 4,09 (1,02) | 4,09 (1,02) | 4,06 (1,02) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | 18,72 (8,28) | 18,46 (8,26) | 18,31 (8,25) | 18,16 (8,22) | 17,94 (8,26) | 17,85 (8,36) | 17,80 (8,42) | 17,76 (8,51) | 17,70 (8,53) | 17,75 (8,58) | 17,80 (8,61) | 17,81 (8,60) | 17,50 (8,48) |
| Bedarf | 1,69 (0,93) | 1,68 (0,93) | 1,68 (0,93) | 1,68 (0,93) | 1,69 (0,95) | 1,70 (0,95) | 1,72 (0,98) | 1,73 (0,98) | 1,74 (0,99) | 1,75 (1,01) | 1,74 (1,00) | 1,75 (1,01) | 1,80 (1,04) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,08 (0,29) | 0,09 (0,31) | 0,09 (0,31) | 0,09 (0,31) | 0,09 (0,32) | 0,10 (0,32) | 0,09 (0,32) | 0,09 (0,32) | 0,09 (0,32) | 0,09 (0,32) | 0,09 (0,32) | 0,10 (0,33) | 0,10 (0,32) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,34 (0,67) | 0,33 (0,67) | 0,34 (0,67) | 0,34 (0,67) | 0,34 (0,67) | 0,34 (0,67) | 0,33 (0,66) | 0,33 (0,66) | 0,33 (0,66) | 0,33 (0,66) | 0,32 (0,65) | 0,32 (0,65) | 0,30 (0,62) |

Fortsetzung auf der nächsten Seite.

Tabelle 11: (Fortsetzung) Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Westdeutschland, 2004–1989)

| Kategoriale Variablen | Mittelwerte | | | | | | | | | | | | |
|--|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 | 1997 | 1996 | 1995 | 1993 | 1991 | 1989 |
| Weiterbildung | 0,17 | 0,16 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,09 | 0,09 | 0,09 | 0,17 | 0,17 | 0,17 | 0,13 |
| Frauen | 0,43 | 0,43 | 0,42 | 0,42 | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,40 | 0,40 | 0,39 | 0,38 | 0,37 | 0,35 |
| Deutsche | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,93 | 0,93 | 0,93 | 0,94 |
| Geringfügige Beschäftigung | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,02 |
| Öffentlicher Dienst | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,24 | 0,24 | 0,26 | 0,27 | 0,27 | 0,28 |
| Befristung | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 |
| Betriebswechsel | 0,06 | 0,08 | 0,08 | 0,09 | 0,09 | 0,08 | 0,08 | 0,07 | 0,07 | 0,09 | 0,10 | 0,11 | 0,09 |
| Berufswechsel | 0,03 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,06 | 0,05 |
| Arbeitssuche | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,03 | 0,02 | 0,02 | 0,03 |
| Land-, Forstwirtschaft, Fischerei | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 |
| Bergbau, Verarbeiten des Gewerbe | 0,28 | 0,28 | 0,29 | 0,29 | 0,29 | 0,29 | 0,30 | 0,30 | 0,30 | 0,31 | 0,34 | 0,37 | 0,36 |
| Energie- und Wasser- versorgung | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 |
| Baugewerbe | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,08 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 |
| Handel und Gastge- werbe | 0,14 | 0,14 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,15 | 0,14 | 0,14 | 0,14 |
| Verkehr, Nachrichten- übermittlung | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,07 | 0,07 |
| Kredit- und Versiche- rungsgewerbe | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 |
| Grundstückswesen, Vermietung, wirtschaftl. Dienstl. | 0,08 | 0,08 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,06 | 0,06 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,04 | 0,04 |
| Öffentliche Verwaltung u. ä. | 0,09 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,10 | 0,11 |
| Öffentliche und private Dienstleistungen (ohne öff. Verw.) | 0,22 | 0,22 | 0,21 | 0,21 | 0,21 | 0,20 | 0,20 | 0,20 | 0,19 | 0,19 | 0,17 | 0,16 | 0,15 |
| Ledig | 0,26 | 0,26 | 0,26 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,24 | 0,24 | 0,23 | 0,22 | 0,20 | 0,20 |
| Verheiratet | 0,64 | 0,65 | 0,65 | 0,66 | 0,67 | 0,67 | 0,67 | 0,68 | 0,68 | 0,68 | 0,69 | 0,72 | 0,71 |
| Verwitwet | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 |
| Geschieden | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,06 | 0,07 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Tabelle 12: Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Ostdeutschland, 2004–1991)

| Metrische Variablen | Mittelwerte (Standardabweichungen) | | | | | | | | | | | |
|-----------------------------|------------------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 | 1997 | 1996 | 1995 | 1993 | 1991 |
| Berufsprestige | 60,02 (27,07) | 59,43 (26,73) | 58,85 (26,70) | 58,62 (26,59) | 58,67 (26,74) | 58,23 (26,35) | 58,32 (26,56) | 58,33 (26,32) | 57,83 (26,29) | 57,53 (26,06) | 57,43 (26,50) | 57,64 (27,13) |
| Einkommen | 7,03 (0,47) | 7,03 (0,46) | 7,03 (0,47) | 7,01 (0,46) | 7,00 (0,45) | 6,98 (0,44) | 6,96 (0,43) | 6,96 (0,44) | 6,97 (0,42) | 6,94 (0,42) | 6,90 (0,40) | 6,55 (0,41) |
| Bildung | 13,12 (2,33) | 13,05 (2,31) | 13,00 (2,28) | 13,02 (2,33) | 12,95 (2,27) | 12,95 (2,32) | 12,92 (2,32) | 12,92 (2,35) | 12,88 (2,33) | 12,79 (2,30) | 12,77 (2,31) | 12,58 (2,28) |
| Arbeitszeit | 37,60 (11,32) | 37,89 (11,23) | 38,45 (10,89) | 37,96 (11,91) | 38,56 (11,34) | 39,02 (10,98) | 38,90 (10,90) | 39,34 (10,68) | 39,46 (10,60) | 39,11 (10,84) | 39,61 (10,42) | 35,41 (14,88) |
| Alter (Dekaden) | 4,27 (0,93) | 4,23 (0,93) | 4,23 (0,93) | 4,21 (0,93) | 4,18 (0,93) | 4,15 (0,93) | 4,14 (0,94) | 4,10 (0,94) | 4,08 (0,95) | 4,07 (0,95) | 3,98 (0,92) | 4,07 (0,98) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | 19,07 (8,04) | 18,80 (8,02) | 18,73 (8,04) | 18,57 (7,95) | 18,29 (7,91) | 18,13 (7,96) | 17,99 (7,95) | 17,71 (7,97) | 17,54 (8,02) | 17,45 (7,99) | 16,73 (7,58) | 17,54 (8,18) |
| Bedarf | 1,57 (0,73) | 1,58 (0,74) | 1,61 (0,77) | 1,62 (0,78) | 1,64 (0,78) | 1,65 (0,77) | 1,67 (0,80) | 1,70 (0,81) | 1,70 (0,79) | 1,71 (0,79) | 1,79 (0,83) | 1,67 (0,73) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,05 (0,24) | 0,06 (0,25) | 0,06 (0,26) | 0,06 (0,25) | 0,05 (0,24) | 0,05 (0,23) | 0,05 (0,22) | 0,04 (0,21) | 0,04 (0,21) | 0,04 (0,21) | 0,06 (0,25) | 0,10 (0,31) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,23 (0,52) | 0,27 (0,55) | 0,29 (0,57) | 0,32 (0,59) | 0,36 (0,62) | 0,40 (0,65) | 0,42 (0,67) | 0,48 (0,71) | 0,48 (0,72) | 0,51 (0,74) | 0,54 (0,75) | 0,51 (0,74) |

Fortsetzung auf der nächsten Seite.

Tabelle 12: (Fortsetzung) Kennwerte der an der Analyse beteiligten Variablen (Ostdeutschland, 2004–1991)

| Kategoriale Variablen | Mittelwerte | | | | | | | | | | | |
|--|-------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 | 1997 | 1996 | 1995 | 1993 | 1991 |
| Weiterbildung | 0,17 | 0,17 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,09 | 0,09 | 0,10 | 0,25 | 0,25 | 0,20 |
| Frauen | 0,49 | 0,48 | 0,48 | 0,47 | 0,47 | 0,47 | 0,47 | 0,47 | 0,47 | 0,47 | 0,46 | 0,47 |
| Deutsche | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 0,99 |
| Geringfügige Beschäftigung | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,02 |
| Öffentlicher Dienst | 0,25 | 0,25 | 0,24 | 0,25 | 0,25 | 0,26 | 0,26 | 0,27 | 0,27 | 0,26 | 0,33 | 0,31 |
| Befristung | 0,08 | 0,09 | 0,09 | 0,10 | 0,10 | 0,11 | 0,09 | 0,09 | 0,10 | 0,11 | 0,10 | 0,10 |
| Betriebswechsel | 0,08 | 0,09 | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,13 | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,19 | 0,27 | 0,17 |
| Berufswechsel | 0,05 | 0,06 | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 0,08 | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 0,12 | 0,16 | 0,12 |
| Arbeitssuche | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | 0,05 | 0,04 | 0,05 | 0,04 | 0,07 | 0,08 | 0,12 |
| Land-, Forstwirtschaft, Fischerei | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,04 | 0,07 |
| Bergbau, Verarbeiten des Gewerbe | 0,18 | 0,17 | 0,18 | 0,17 | 0,17 | 0,16 | 0,17 | 0,16 | 0,16 | 0,18 | 0,22 | 0,32 |
| Energie- und Wasserversorgung | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 |
| Baugewerbe | 0,10 | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,14 | 0,15 | 0,15 | 0,16 | 0,16 | 0,16 | 0,14 | 0,09 |
| Handel und Gastgewerbe | 0,15 | 0,15 | 0,14 | 0,15 | 0,15 | 0,14 | 0,14 | 0,15 | 0,15 | 0,14 | 0,13 | 0,11 |
| Verkehr, Nachrichtenübermittlung | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,06 | 0,07 | 0,07 | 0,08 | 0,08 |
| Kredit- und Versicherungsgewerbe | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,01 |
| Grundstückswesen, Vermietung, wirtschaftl. Dienstl. | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,07 | 0,06 | 0,06 | 0,05 | 0,05 | 0,05 | 0,03 |
| Öffentliche Verwaltung u. ä. | 0,11 | 0,11 | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,11 | 0,11 | 0,12 | 0,12 | 0,12 | 0,12 | 0,08 |
| Öffentliche und private Dienstleistungen (ohne öff. Verw.) | 0,25 | 0,24 | 0,24 | 0,24 | 0,23 | 0,23 | 0,23 | 0,21 | 0,21 | 0,20 | 0,18 | 0,18 |
| Ledig | 0,25 | 0,24 | 0,23 | 0,21 | 0,21 | 0,20 | 0,19 | 0,18 | 0,17 | 0,15 | 0,13 | 0,10 |
| Verheiratet | 0,65 | 0,66 | 0,67 | 0,68 | 0,69 | 0,70 | 0,72 | 0,73 | 0,73 | 0,75 | 0,78 | 0,79 |
| Verwitwet | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,02 | 0,01 | 0,02 |
| Geschieden | 0,09 | 0,09 | 0,09 | 0,09 | 0,08 | 0,09 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,08 | 0,09 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Tabelle 13: Korrigierte Berufsprestigeeffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Heckman-Korrektur)

| Regressionskoeffizienten (Korrigierte Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | -0,001 (0,000) | 0,000 (0,000) | -0,003 (0,000) | -0,002 (0,000) |
| Weiterbildung | -0,055 (0,006) | 0,005 (0,007) | 0,008 (0,011) | 0,026 (0,010) |
| Lambda | 0,074 (0,003) | 0,030 (0,004) | 0,043 (0,006) | 0,039 (0,006) |
| Deutsche | 0,107 (0,002) | 0,136 (0,002) | 0,030 (0,009) | 0,105 (0,013) |
| Alter (Dekaden) | 0,041 (0,004) | 0,052 (0,004) | -0,094 (0,008) | -0,067 (0,009) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,002 (0,000) | -0,005 (0,000) | 0,014 (0,001) | 0,010 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,095 (0,000) | 0,081 (0,000) | 0,101 (0,000) | 0,079 (0,000) |
| Verheiratet | 0,017 (0,001) | -0,006 (0,001) | 0,009 (0,003) | 0,011 (0,003) |
| Verwitwet | -0,015 (0,005) | -0,046 (0,003) | 0,002 (0,010) | -0,010 (0,006) |
| Geschieden | -0,008 (0,002) | -0,007 (0,002) | -0,010 (0,004) | -0,007 (0,004) |
| Bedarf | 0,003 (0,000) | -0,013 (0,001) | -0,011 (0,001) | -0,012 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | -0,001 (0,001) | 0,036 (0,002) | 0,010 (0,003) | 0,021 (0,004) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | -0,006 (0,001) | 0,002 (0,001) | 0,000 (0,002) | -0,005 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,050 (0,002) | -0,053 (0,003) | -0,052 (0,004) | -0,092 (0,004) |
| Betriebswechsel | -0,007 (0,002) | 0,001 (0,002) | -0,022 (0,003) | -0,005 (0,003) |
| Arbeitssuche | -0,028 (0,003) | -0,041 (0,003) | -0,028 (0,004) | -0,030 (0,004) |
| Befristung | 0,050 (0,002) | 0,036 (0,002) | 0,001 (0,003) | -0,008 (0,003) |
| Arbeitszeit | 0,002 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,014 (0,003) | -0,067 (0,002) | 0,019 (0,008) | -0,054 (0,007) |
| Öffentlicher Dienst | 0,068 (0,002) | 0,050 (0,001) | 0,087 (0,003) | 0,100 (0,003) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | -0,366 (0,004) | -0,214 (0,006) | -0,259 (0,005) | -0,273 (0,005) |

| Regressionskoeffizienten (Korrigierte Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | -0,148 (0,002) | -0,096 (0,001) | -0,145 (0,004) | -0,140 (0,003) |
| Energie- und Wasserversor- gung | -0,123 (0,003) | -0,018 (0,007) | -0,118 (0,006) | -0,051 (0,009) |
| Baugewerbe | -0,195 (0,002) | 0,027 (0,003) | -0,165 (0,004) | -0,009 (0,005) |
| Handel und Gastgewerbe | -0,049 (0,002) | 0,015 (0,001) | -0,081 (0,004) | -0,053 (0,003) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | -0,166 (0,002) | -0,026 (0,002) | -0,188 (0,004) | -0,081 (0,004) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,098 (0,003) | 0,133 (0,002) | 0,045 (0,009) | 0,091 (0,005) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | -0,018 (0,002) | 0,016 (0,002) | -0,083 (0,005) | -0,072 (0,004) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | -0,114 (0,002) | -0,038 (0,002) | -0,116 (0,004) | -0,093 (0,003) |
| Konstante | 2,592 (0,008) | 2,776 (0,009) | 2,810 (0,020) | 3,064 (0,023) |
| R-Sq | 0,545 | 0,476 | 0,510 | 0,405 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Tabelle 14: Korrigierte Einkommenseffekte der beruflichen Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Netto-Einkommens auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Heckman-Korrektur)

| Regressionskoeffizienten (Korrigierte Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | -0,001 (0,000) | -0,001 (0,000) | 0,026 (0,000) | 0,031 (0,000) |
| Weiterbildung | -0,212 (0,007) | -0,213 (0,012) | -0,156 (0,013) | -0,048 (0,013) |
| Lambda | 0,151 (0,004) | 0,171 (0,006) | 0,105 (0,007) | 0,070 (0,007) |
| Deutsche | 0,094 (0,002) | -0,014 (0,003) | 0,083 (0,011) | 0,115 (0,018) |
| Alter (Dekaden) | 0,246 (0,004) | 0,212 (0,007) | 0,062 (0,009) | 0,151 (0,013) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,022 (0,001) | -0,023 (0,001) | -0,008 (0,001) | -0,018 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,041 (0,000) | 0,046 (0,000) | 0,038 (0,001) | 0,035 (0,001) |
| Berufsprestige | 0,005 (0,000) | 0,004 (0,000) | 0,004 (0,000) | 0,004 (0,000) |
| Verheiratet | 0,186 (0,001) | -0,169 (0,002) | 0,093 (0,003) | -0,083 (0,004) |
| Verwitwet | 0,108 (0,006) | 0,212 (0,005) | 0,104 (0,011) | 0,121 (0,008) |
| Geschieden | 0,073 (0,002) | 0,095 (0,003) | 0,055 (0,004) | 0,061 (0,005) |
| Bedarf | 0,037 (0,001) | 0,037 (0,001) | 0,019 (0,001) | 0,045 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,024 (0,002) | -0,294 (0,003) | -0,001 (0,004) | -0,112 (0,006) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,030 (0,001) | -0,054 (0,002) | 0,021 (0,002) | 0,013 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,043 (0,003) | -0,047 (0,004) | -0,059 (0,004) | -0,048 (0,006) |
| Betriebswechsel | -0,031 (0,002) | 0,000 (0,003) | -0,001 (0,003) | -0,030 (0,005) |
| Arbeitssuche | -0,078 (0,003) | -0,012 (0,005) | -0,096 (0,004) | -0,048 (0,005) |
| Befristung | -0,185 (0,002) | -0,180 (0,004) | -0,142 (0,004) | -0,084 (0,004) |
| Arbeitszeit | 0,006 (0,000) | 0,017 (0,000) | 0,005 (0,000) | 0,011 (0,000) |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,085 (0,003) | -0,341 (0,003) | -0,109 (0,009) | -0,308 (0,009) |
| Öffentlicher Dienst | -0,005 (0,002) | 0,112 (0,002) | 0,025 (0,004) | 0,143 (0,004) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fischerei | 0,002 (0,005) | -0,141 (0,010) | -0,119 (0,006) | -0,079 (0,007) |

| Regressionskoeffizienten (Korrigierte Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Bergbau, Verarbeitendes Gewerbe | 0,195 (0,002) | 0,120 (0,003) | 0,054 (0,004) | 0,027 (0,004) |
| Energie- und Wasserversorgung | 0,244 (0,004) | 0,172 (0,011) | 0,202 (0,007) | 0,219 (0,013) |
| Baugewerbe | 0,126 (0,002) | 0,062 (0,006) | 0,095 (0,004) | 0,069 (0,007) |
| Handel und Gastgewerbe | 0,069 (0,002) | -0,061 (0,003) | -0,004 (0,005) | -0,085 (0,004) |
| Verkehr, Nachrichtenübermittlung | 0,122 (0,002) | 0,098 (0,004) | 0,091 (0,005) | 0,076 (0,006) |
| Kredit- und Versicherungsgewerbe | 0,266 (0,003) | 0,162 (0,004) | 0,209 (0,010) | 0,196 (0,007) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | 0,130 (0,003) | 0,034 (0,003) | 0,037 (0,005) | 0,001 (0,006) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | 0,165 (0,002) | 0,028 (0,003) | 0,136 (0,005) | 0,082 (0,004) |
| Konstante | 5,391 (0,009) | 5,128 (0,015) | 5,615 (0,023) | 5,015 (0,032) |
| R-Sq | 0,445 | 0,463 | 0,388 | 0,428 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Tabelle 15: Entwicklung der Prestigeeffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Interaktionseffekten zwischen Trendindikator und Humankapitalvariablen)

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,004 (0,000) | 0,008 (0,000) | -0,002 (0,001) | 0,005 (0,001) |
| Weiterbildung | 0,081 (0,002) | 0,055 (0,002) | 0,063 (0,004) | 0,087 (0,004) |
| Weiterbildung*Trend | -0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,004 (0,001) | 0,001 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,095 (0,000) | 0,084 (0,000) | 0,100 (0,001) | 0,080 (0,001) |
| Bildung*Trend | 0,000 (0,000) | -0,001 (0,000) | 0,000 (0,000) | -0,001 (0,000) |
| Deutsche | 0,101 (0,001) | 0,134 (0,002) | 0,027 (0,009) | 0,101 (0,013) |
| Alter (Dekaden) | 0,044 (0,004) | 0,052 (0,004) | -0,094 (0,008) | -0,066 (0,009) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,002 (0,000) | -0,005 (0,000) | 0,014 (0,001) | 0,010 (0,001) |
| Verheiratet | 0,015 (0,001) | -0,004 (0,001) | 0,008 (0,003) | 0,011 (0,003) |
| Verwitwet | -0,016 (0,005) | -0,045 (0,003) | 0,001 (0,010) | -0,011 (0,006) |
| Geschieden | -0,010 (0,002) | -0,008 (0,002) | -0,012 (0,004) | -0,008 (0,004) |
| Bedarf | 0,004 (0,000) | -0,013 (0,001) | -0,010 (0,001) | -0,012 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | -0,001 (0,001) | 0,038 (0,002) | 0,011 (0,003) | 0,025 (0,004) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | -0,006 (0,001) | 0,002 (0,001) | 0,000 (0,002) | -0,005 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,056 (0,002) | -0,054 (0,003) | -0,057 (0,004) | -0,096 (0,004) |
| Betriebswechsel | -0,008 (0,002) | -0,001 (0,002) | -0,022 (0,003) | -0,008 (0,003) |
| Arbeitssuche | -0,036 (0,003) | -0,045 (0,003) | -0,030 (0,004) | -0,033 (0,004) |
| Befristung | 0,048 (0,002) | 0,036 (0,002) | 0,000 (0,003) | -0,009 (0,003) |
| Arbeitszeit | 0,002 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) | 0,001 (0,000) |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,021 (0,003) | -0,069 (0,002) | 0,017 (0,008) | -0,055 (0,007) |
| Öffentlicher Dienst | 0,064 (0,002) | 0,049 (0,001) | 0,084 (0,003) | 0,099 (0,003) |

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | -0,356 (0,004) | -0,209 (0,006) | -0,253 (0,005) | -0,265 (0,005) |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | -0,144 (0,002) | -0,093 (0,001) | -0,143 (0,004) | -0,136 (0,003) |
| Energie- und Wasserversor- gung | -0,123 (0,003) | -0,016 (0,007) | -0,119 (0,006) | -0,050 (0,009) |
| Baugewerbe | -0,186 (0,002) | 0,030 (0,003) | -0,161 (0,004) | -0,005 (0,005) |
| Handel und Gastgewerbe | -0,045 (0,002) | 0,019 (0,001) | -0,078 (0,004) | -0,047 (0,003) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | -0,162 (0,002) | -0,024 (0,002) | -0,186 (0,004) | -0,078 (0,004) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,090 (0,002) | 0,133 (0,002) | 0,035 (0,009) | 0,086 (0,005) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | -0,014 (0,002) | 0,019 (0,002) | -0,082 (0,005) | -0,069 (0,004) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | -0,111 (0,002) | -0,036 (0,002) | -0,119 (0,004) | -0,093 (0,003) |
| Konstante | 2,563 (0,008) | 2,734 (0,009) | 2,815 (0,021) | 3,030 (0,024) |
| R-Sq | 0,545 | 0,510 | 0,477 | 0,405 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Tabelle 16: Entwicklung der Einkommenseffekte beruflicher Weiterbildung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland, 1989/91 bis 2004 (lineare Regressionen des logarithmierten Magnitude-Prestiges auf die Weiterbildungsteilnahme und Kovariaten, mit Interaktionseffekten zwischen Trendindikator und Humankapitalvariablen)

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Trend (linear) | 0,003 (0,000) | 0,006 (0,001) | 0,014 (0,001) | 0,032 (0,002) |
| Weiterbildung | 0,066 (0,002) | 0,099 (0,004) | 0,012 (0,004) | 0,072 (0,005) |
| Weiterbildung*Trend | -0,002 (0,000) | -0,001 (0,001) | 0,004 (0,001) | 0,000 (0,001) |
| Bildung (in Jahren) | 0,039 (0,000) | 0,043 (0,001) | 0,037 (0,001) | 0,039 (0,001) |
| Bildung*Trend | 0,000 (0,000) | 0,000 (0,000) | 0,000 (0,000) | -0,001 (0,000) |
| Berufsprestige | 0,005 (0,000) | 0,004 (0,000) | 0,003 (0,000) | 0,003 (0,000) |
| Berufsprestige*Trend | 0,000 (0,000) | 0,000 (0,000) | 0,000 (0,000) | 0,000 (0,000) |
| Deutsche | 0,083 (0,002) | -0,021 (0,003) | 0,077 (0,011) | 0,109 (0,018) |
| Alter (Dekaden) | 0,254 (0,004) | 0,206 (0,007) | 0,071 (0,009) | 0,156 (0,013) |
| Alter (Dekaden zum Quadrat) | -0,022 (0,001) | -0,021 (0,001) | -0,008 (0,001) | -0,018 (0,001) |
| Verheiratet | 0,182 (0,001) | -0,159 (0,002) | 0,089 (0,003) | -0,082 (0,004) |
| Verwitwet | 0,106 (0,006) | 0,220 (0,005) | 0,100 (0,011) | 0,119 (0,008) |
| Geschieden | 0,068 (0,002) | 0,093 (0,003) | 0,050 (0,004) | 0,058 (0,005) |
| Bedarf | 0,039 (0,001) | 0,040 (0,001) | 0,021 (0,001) | 0,046 (0,002) |
| Kinder (unter 3 Jahre) | 0,023 (0,002) | -0,281 (0,003) | 0,000 (0,004) | -0,105 (0,006) |
| Kinder (3 bis 15 Jahre) | 0,028 (0,001) | -0,055 (0,002) | 0,021 (0,002) | 0,012 (0,002) |
| Berufswechsel | -0,058 (0,003) | -0,056 (0,004) | -0,072 (0,004) | -0,057 (0,005) |
| Betriebswechsel | -0,032 (0,002) | -0,008 (0,003) | -0,001 (0,003) | -0,036 (0,005) |
| Arbeitssuche | -0,095 (0,003) | -0,033 (0,005) | -0,102 (0,004) | -0,055 (0,005) |
| Befristung | -0,188 (0,002) | -0,180 (0,004) | -0,144 (0,004) | -0,084 (0,004) |
| Arbeitszeit | 0,006 (0,000) | 0,017 (0,000) | 0,005 (0,000) | 0,011 (0,000) |

| Regressionskoeffizienten (Standardfehler) | Westdeutschland | | Ostdeutschland | |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Männer | Frauen | Männer | Frauen |
| Geringfügige Beschäftigung | -0,099 (0,003) | -0,347 (0,003) | -0,111 (0,009) | -0,302 (0,009) |
| Öffentlicher Dienst | -0,011 (0,002) | 0,105 (0,002) | 0,020 (0,004) | 0,140 (0,004) |
| Land-, Forstwirtschaft, Fische- rei | 0,015 (0,005) | -0,120 (0,010) | -0,111 (0,006) | -0,072 (0,007) |
| Bergbau, Verarbeitendes Ge- werbe | 0,197 (0,002) | 0,134 (0,003) | 0,055 (0,004) | 0,031 (0,004) |
| Energie- und Wasserversor- gung | 0,238 (0,004) | 0,177 (0,011) | 0,195 (0,007) | 0,218 (0,013) |
| Baugewerbe | 0,138 (0,002) | 0,078 (0,006) | 0,102 (0,004) | 0,074 (0,007) |
| Handel und Gastgewerbe | 0,075 (0,002) | -0,043 (0,002) | 0,000 (0,005) | -0,076 (0,004) |
| Verkehr, Nachrichtenüber- mittlung | 0,124 (0,002) | 0,105 (0,004) | 0,089 (0,005) | 0,077 (0,006) |
| Kredit- und Versicherungsge- werbe | 0,248 (0,003) | 0,159 (0,004) | 0,178 (0,010) | 0,187 (0,007) |
| Grundst., Vermiet., wirt. Dienstl. | 0,134 (0,003) | 0,045 (0,003) | 0,032 (0,005) | 0,004 (0,006) |
| Öffentliche Verwaltung u. Ä. | 0,164 (0,002) | 0,039 (0,003) | 0,124 (0,005) | 0,080 (0,004) |
| Konstante | 5,362 (0,010) | 5,120 (0,016) | 5,664 (0,024) | 5,005 (0,033) |
| R-Sq | 0,444 | 0,462 | 0,392 | 0,429 |
| Fallzahl | 522558 | 343052 | 111171 | 99052 |

Quelle: Mikrozensus, Scientific-Use-Files 1989–2004, eigene Berechnungen.

Literaturverzeichnis

- Backes-Gellner, Uschi / Lazear, Edward P. / Wolff, Birgitta 2001: Personalökonomik. Fortgeschrittene Anwendungen für das Management, Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Bänziger, Annik 1999: Weiterbildung und Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern. Eine empirische Untersuchung zur Situation in der Schweiz, Chur / Zürich: Rüegger.
- Baron, James N. 1994: Reflections on Recent Generations of Mobility Research, in: Grusky, David B. (Hg.): Social Stratification. Class, Race and Gender in Sociological Perspective (Social Inequality Series), Boulder: Westview Press, S. 384-393.
- Baron, James N. / Bielby, William T. 1980: Bringing the Firms Back In: Stratification, Segmentation and the Organization of Work, in: American Sociological Review 45, S. 737-765.
- Becker, Rolf 1991: Berufliche Weiterbildung und Berufsverlauf. Eine Längsschnittuntersuchung von drei Geburtskohorten, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 24, S. 351-364.
- Becker, Rolf 1993: Zur Bedeutung der beruflichen Weiterbildung für den Berufsverlauf, in: Meier, Artur / Rabe-Kleberg, Ursula (Hg.): Weiterbildung, Lebenslauf, sozialer Wandel, Neuwied: Luchterhand, S. 61-86.
- Becker, Rolf / Hecken, Anna 2005: Berufliche Weiterbildung - arbeitsmarktsoziologische Perspektiven und empirische Befunde, in: Abraham, Martin / Hinz, Thomas (Hg.): Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien und empirische Befunde, Wiesbaden: VS Verlag, S. 133-168.
- Becker, Rolf / Schömann, Klaus 1996: Berufliche Weiterbildung und Einkommensdynamik. Eine Längsschnittstudie mit besonderer Berücksichtigung von Selektionsprozessen, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 48, S. 426-461.
- Becker, Rolf / Schömann, Klaus 1999: Berufliche Weiterbildung und Einkommenschancen im Lebensverlauf. Empirische Befunde für Frauen und Männer in West- und Ostdeutschland, in: Beer, Doris / Frick, Bernd / Neubäumer, Renate / Sesselmeier, Werner (Hg.): Die wirtschaftlichen Folgen von Aus- und Weiterbildung, München: Hampp, S. 93-121.
- Becker, Gary S. 1983: Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (Midway Reprint), zweite Auflage, Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. 1991: A Treatise on the Family. Enlarged Edition, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. 1996: Die ökonomische Sicht menschlichen Verhaltens, in: Becker, Gary S.: Familie, Gesellschaft und Politik - die ökonomische Perspektive (Die Einheit der Gesellschaftswissenschaften 96), Tübingen: Mohr, S. 21-49.
- Behringer, Friederike 1998: Qualifikationsspezifische Unterschiede in der beruflichen Weiterbildung. Das Resultat unterschiedlicher Interessen und selektiver betrieblicher Förderung, in: Sozialwissenschaften und Berufspraxis 21, S. 295-305.
- Behringer, Friederike 1999: Beteiligung an beruflicher Weiterbildung. Humankapitaltheoretische und handlungstheoretische Erklärung und empirische Evidenz, Opladen: Leske + Budrich.

- Beicht, Ursula 2005: Berufliche Weiterbildung von Frauen und Männern in Ost- und Westdeutschland (Schriftenreihe des Bundesinstituts für Berufsbildung, Forschung Spezial 10), Bielefeld: Bertelsmann.
- Bellmann, Lutz 2003: Datenlage und Interpretation der Weiterbildung in Deutschland (Schriftenreihe der Expertenkommission Finanzierung Lebenslangen Lernens 2), Bielefeld: Bertelsmann.
- Bellmann, Lutz / Leber, Ute 2003: Betriebliche Weiterbildung. Denn wer da hat, dem wird gegeben, in: IAB-Materialien 1/2003, S. 15-16.
- Blau, Peter M. / Duncan, Otis D. 1967: The American Occupational Structure, New York: Wiley.
- Bolder, Axel 2006: Weiterbildung in der Wissensgesellschaft. Die Vollendung des Matthäus-Prinzips, in: Bittlingmayer, Uwe H. / Bauer, Ullrich (Hg.): Die "Wissensgesellschaft". Mythos, Ideologie oder Realität?, Wiesbaden: VS-Verlag, S. 431-444.
- Borjas, George J. 2005: Labor Economics, dritte Auflage, New York: McGraw-Hill.
- Brauns, Hildegard / Steinmann, Susanne 1999: Educational Reform in France, West-Germany and the United Kingdom: Updating the CASMIN Educational Classification, in: ZUMA-Nachrichten 44, S. 7-44.
- Breen, Richard 2004: Statistical Methods of Mobility Research, in: Breen, Richard (Hg.): Social Mobility in Europe, Oxford: Oxford University Press, S. 17-35.
- Breen, Richard / Goldthorpe, John H. 1999: Class Inequality and Meritocracy: A Critique of Saunders and an Alternative Analysis, in: British Journal of Sociology 50, S. 1-27.
- Büchel, Felix / Pannenberg, Markus 1994: On-the-Job Training, innerbetriebliche Karrierepfade und Einkommensentwicklung, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 213, S. 278-291.
- Büchel, Felix / Pannenberg, Markus 2004: Berufliche Weiterbildung in West- und Ostdeutschland. Teilnehmer, Struktur und individueller Ertrag, in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 37, S. 73-126.
- Buchmann, Marlis / König, Markus / Hong Li, Jian / Sacchi, Stefan 1999: Weiterbildung und Beschäftigungschancen (Nationales Forschungsprogramm 33 - Wirksamkeit unserer Bildungssysteme), Chur: Rüegger.
- Bulmahn, Thomas 1996: Sozialstruktureller Wandel. Soziale Lagen, Erwerbsstatus, Ungleichheit und Mobilität, in: Zapf, Wolfgang / Habich, Roland (Hg.): Wohlfahrtsentwicklung im vereinten Deutschland. Sozialstruktur, sozialer Wandel und Lebensqualität, Berlin: Edition Sigma, S. 25-49.
- Butz, Marcus 2001: Lohnt sich Bildung noch? Ein Vergleich der bildungsspezifischen Nettoeinkommen 1982 und 1995, in: Berger, Peter A. / Konietzka, Dirk (Hg.): Die Erwerbsgesellschaft. Neue Ungleichheiten und Unsicherheiten (Sozialstrukturanalyse 16), Opladen: Leske + Budrich, S. 95-117.
- Deutscher Bildungsrat 1972 [1970]: Strukturplan für das Bildungswesen. Empfehlungen der Bildungskommission, vierte Auflage, Stuttgart: Klett.
- Dostal, Werner / Jansen, Rolf 2002: Qualifikation und Erwerbssituation in Deutschland. 20 Jahre BIBB/IAB-Erhebungen, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 35, S. 232-253.

- Engel, Uwe 1998: Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Engelhardt, Henriette 1999: Lineare Regression mit Selektion. Möglichkeiten und Grenzen der Heckman-Korrektur, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 51, S. 706-723.
- Firebaugh, Glenn 1997: Analyzing Repeated Surveys (Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences 115), Thousand Oaks: Sage.
- Firebaugh, Glenn / Haynie, Dana L. 1997: Using Repeated Surveys to Study Aging and Social Change, in: Hardy, Melissa A. (Hg.): Studying Aging and Social Change. Conceptual and Methodological Issues, Thousand Oaks: Sage, S. 148-163.
- Frietsch, Rainer / Wirth, Heike 2001: Die Übertragung der Magnitude-Prestigeskala von Wegener auf die Klassifizierung der Berufe, in: ZUMA-Nachrichten, Nr. 48, S. 139-163.
- Ganzeboom, Harry B.G. / De Graaf, Paul M. / Treiman, Donald J. 1992: A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status (With an Appendix by Jan de Leeuw), in: Social Science Research 21, S. 1-56.
- Ganzeboom, Harry B.G. / Treiman, Donald J. 2003: Three Internationally Standardised Measures for Comparative Research on Occupation Status, in: Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. / Wolf, Christof (Hg.): Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-Economic Variables, New York: Kluwer, S. 159-193.
- Goldthorpe, John H. / Hope, Keith 1974: The Social Grading of Occupations. A New Approach and Scale, Oxford: Clarendon Press.
- Granato, Nadia 2000: CASMIN-Bildungsklassifikation. Eine Umsetzung mit dem Mikrozensus 1996 (Mikrodaten-Tools), Mannheim: ZUMA.
- Handl, Johann 1985: Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 37, S. 698-722.
- Handl, Johann 1988: Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen, Frankfurt a. M.: Campus.
- Hauser, Robert M. / Warren, John Robert 1997: Socioeconomic Indexes for Occupations. A Review, Update and Critique, in: Sociological Methodology 27, S. 177-298.
- Heckman, James J. 1979: Sample Selection Bias as a Specification Error, in: Econometrica 47, S. 153-162.
- Heckman, James J. 1997: Instrumental Variables. A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations, in: The Journal of Human Resources 32, S. 441-462.
- Heckman, James J. / Smith, Jeffrey A. 1996: Experimental and Nonexperimental Evaluation, in: Schmid, Günther / O'Reilly, Jaqueline / Schömann, Klaus (Hg.): International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation, Cheltenham / Brookfield: Edward Elgar, S. 37-88.
- Hilzenbecher, Manfred 1991: Berufliche Weiterbildung im Mikrozensus, in: Berufsbildung in Wissenschaft und Praxis 3/1991, S. 28-32.

- Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. 1993: Operationalisierung von "Beruf" als zentrale Variable zur Messung von sozio-ökonomischem Status, in: ZUMA-Nachrichten 32, S. 135-141.
- Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. 1998: "Beruf" und "Stellung im Beruf" als Indikatoren für soziale Schichtung, in: Ahrens, W. / Bellach, B.-M. / Jöckel, K.-H. (Hg.): Messung soziodemographischer Merkmale in der Epidemiologie, München: MMV Medizin Verlag, S. 54-64.
- Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. 2003: "Stellung im Beruf" als Ersatz für eine Berufsklassifikation zur Ermittlung von sozialem Prestige, in: ZUMA-Nachrichten 53, S. 114-127.
- Kreckel, Reinhard 1983: Soziale Ungleichheit und Arbeitsmarktsegmentierung, in: Kreckel, Reinhard (Hg.): Soziale Ungleichheiten (Soziale Welt, Sonderband 2), Göttingen: Schwartz, S. 137-162.
- Kuckulenz, Anja 2006: Continuing Vocational Training in Germany. A Comparative Study Using 3 German Datasets (ZEW Discussion Paper 06-024), Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Kuwan, Helmut / Bilger, Frauke / Gnahn, Dieter / Seidel, Sabine 2006: Berichtssystem Weiterbildung IX. Integrierter Gesamtbericht zur Weiterbildungssituation in Deutschland, Bonn / Berlin: BMBF.
- Langer, Wolfgang 2004: Angewandte Mehrebenenanalyse. Eine Einführung für die Forschungspraxis, Wiesbaden: VS Verlag.
- Leber, Ute 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, S. 229-241.
- Leemann, Regula Julia 1999: Determinanten beruflicher Weiterbildung. Eine empirische Überprüfung konkurrierender Theorien, in: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie 25, S. 217-258.
- Lutz, Burkart / Sengenberger, Werner 1974: Arbeitsmarktstrukturen und öffentliche Arbeitsmarktpolitik. Eine kritische Analyse von Zielen und Instrumenten (Kommission für wirtschaftlichen und sozialen Wandel 26), Göttingen: Schwartz.
- Mathwig, Gasala / Habich, Roland 1997: Berufs- und Einkommensverläufe in Deutschland nach der Vereinigung, in: Hradil, Stefan / Pankoke, Eckart (Hg.): Aufstieg für alle? (KSPW: Beiträge zum Bericht "Ungleichheit und Sozialpolitik" 2.2), Opladen: Leske + Budrich, S. 11-101.
- Mayer, Karl Ulrich 1991: Lebensverlauf und Bildung. Ergebnisse aus dem Forschungsprojekt "Lebensverläufe und gesellschaftlicher Wandel" des MPI für Bildungsforschung, in: Unterrichtswissenschaft. Zeitschrift für Lernforschung 19, S. 313-332.
- Mayer, Karl Ulrich 2000: Arbeit und Wissen: Die Zukunft von Bildung und Beruf, in: Kocka, Jürgen / Offe, Claus (Hg.): Geschichte und Zukunft der Arbeit, Frankfurt / New York: Campus, S. 383-409.
- Micklewright, John 1994: The Analysis of Pooled Cross-Sectional Data, in: Dale, Angela/Davies, Richard B. (Hg.): Analyzing Social / Political Change. A Casebook of Methods, London: Sage, S. 78-97.
- Mincer, Jacob 1974: Schooling, Experience and Earnings, New York / London: Columbia University Press (National Bureau of Economic Research).

- Mincer, Jacob 1994: Human Capital: A Review, in: Kerr, Clark / Staudohar, Paul D. (Hg.): Labor Economics and Industrial Relations. Markets and Institutions, Cambridge u.a.: Harvard University Press, S. 109-141.
- Müller, Walter 1972: Bildung und Mobilitätsprozess. Eine Anwendung der Pfadanalyse, in: Zeitschrift für Soziologie 1, S. 65-84.
- Müller, Walter 1973: Family Background, Education and Career Mobility, in: Müller, Walter / Mayer, Karl Ulrich (Hg.): Social Stratification and Career Mobility (Publications of the International Social Science Council 16), Paris: Mouton, S. 223-255.
- Müller, Walter 1975: Familie, Schule, Beruf. Analysen zur sozialen Mobilität und Statuszuweisung in der Bundesrepublik (Studien zur Sozialwissenschaft 25), Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Müller, Walter 1977: Further Education, Division of Labour and Quality of Opportunity, in: Social Science Information 16, S. 527-556.
- Pannenberg, Markus 1997: Financing On-The-Job Training. Shared Investment or Promotion Based System? Evidence from Germany, in: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 117, S. 525-543.
- Pannenberg, Markus 1998: Weiterbildung, Betriebszugehörigkeit und Löhne. Ökonomische Effekte des "timings" von Investitionen in die berufliche Weiterbildung, in: Pfeiffer, Friedhelm / Pohlmeier, Winfried (Hg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg (ZEW-Wirtschaftsanalysen, Schriftenreihe des ZEW 31), Baden-Baden: Nomos, S. 257-278.
- Petersen, Trond 2004: Analyzing Panel Data. Fixed- and Random-Effects Models, in: Hardy, Melissa / Bryman, Alan (Hg.): Handbook of Data Analysis, London: Sage, S. 331-345.
- Pfeiffer, Friedhelm 2001: Training and Individual Performance in Europe. Evidence from Microeconomic Studies, in: Descy, Pascaline / Tessaring, Manfred (Hg.): Training in Europe. Second Report on Vocational Training Research in Europe 2000: Background Report, Volume 3, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, S. 7-41.
- Pfeiffer, Friedhelm / Brade, Joachim 1995: Weiterbildung, Arbeitszeit und Lohneinkommen, in: Steiner, Viktor / Bellmann, Lutz (Hg.): Mikroökonomik des Arbeitsmarktes (BeitrAB 192), Nürnberg: IAB, S. 289-326.
- Pfeiffer, Friedhelm / Reize, Frank 2000: Formelle und informelle berufliche Weiterbildung und Verdienst bei Arbeitnehmern und Selbständigen (Discussion Papers 01/2000), Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Pischke, Jörn Steffen 2000: Continuous Training in Germany (IZA Discussion Paper Series 137), Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.
- Pischke, Jörn-Steffen 2001: Continuous Training in Germany, in: Journal of Population Economics 14, S. 523-548.
- Schiener, Jürgen 2006: Bildungserträge in der Erwerbsgesellschaft. Analysen zur Karriere-mobilität (Sozialstrukturanalyse), Wiesbaden: VS Verlag.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard 2004: Zur Umsetzung des Internationalen Sozioökonomischen Index des beruflichen Status (ISEI) mit den Mikrozensus ab 1996, in: ZUMA-Nachrichten 54, S. 154-170.

- Schömann, Klaus / Becker, Rolf 1998: Selektivität in der beruflichen Weiterbildung und Einkommensverläufe, in: Pfeiffer, Friedhelm / Pohlmeier, Winfried (Hg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg (ZEW-Wirtschaftsanalysen, Schriftenreihe des ZEW 31), Baden-Baden: Nomos, S. 279-309.
- Schömann, Klaus / Becker, Rolf 2002: A Long-Term Perspective on the Effects of Training in Germany, in: Schömann, Klaus / O'Connell, Philip J. (Hg.): Education, Training and Employment Dynamics. Transitional Labour Markets in the European Union, Cheltenham: Elgar, S. 153-185.
- Schömann, Klaus / Leschke, Janine 2004: Lebenslanges Lernen und soziale Inklusion - der Markt alleine wird's nicht richten, in: Becker, Rolf / Lauterbach, Wolfgang (Hg.): Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit, Wiesbaden: VS Verlag, S. 353-391.
- Schröder, Helmut / Gilberg, Reiner 2005: Weiterbildung Älterer im demographischen Wandel. Empirische Bestandsaufnahme und Prognose (Erwachsenenbildung und lebenslanges Lernen), Bielefeld: Bertelsmann.
- Schultz, Theodore W. 1961: Investment in Human Capital, in: The American Economic Review 51, S. 1-17.
- Sengenberger, Werner 1978: Arbeitsmarktstruktur. Ansätze zu einem Modell des segmentierten Arbeitsmarkts, zweite Auflage, München: Institut für Sozialwissenschaftliche Forschung.
- Sesselmeier, Werner / Blauermel, Gregor 1998: Arbeitsmarkttheorien. Ein Überblick, zweite, überarbeitete und erweiterte Auflage, Heidelberg: Physica.
- Smits, Jeroen 2003: Estimating the Heckman Two-Step Procedure to Control for Selection Bias with SPSS (<http://home.planet.nl/~smits.jeroen/selbias/Heckman-SPSS.doc> 07.01.2007), Nijmegen: Radboud University.
- Sobel, Michael E. 1995: Causal Inference in the Social and Behavioral Science, in: Arminger, Gerhard / Clogg, Clifford C. / Sobel, Michael E. (Hg.): Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences, New York: Plenum Press, S. 1-38.
- SOEP Group 2001: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) After More than 15 Years - Overview, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 70, S. 7-14.
- Wegener, Bernd 1985: Gibt es Sozialprestige? in: Zeitschrift für Soziologie 14, S. 209-235.
- Wegener, Bernd 1988: Kritik des Prestiges, Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Weiß, Walter 2004: Beteiligung an beruflicher Weiterbildung, in: Institut Arbeit und Technik (Hg.): Jahrbuch 2003/2004, Gelsenkirchen: Institut Arbeit und Technik, S. 185-197.
- Wilkens, Ingrid 2005: Weiterbildung/lebenslanges Lernen und soziale Segmentation, in: Soziologisches Forschungsinstitut, SOFI / Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung, IAB / Institut für sozialwissenschaftliche Forschung, ISF / Internationales Institut für empirische Sozialökonomie, INIFES (Hg.): Berichterstattung zur sozioökonomischen Entwicklung in Deutschland. Arbeit und Lebensweisen, Wiesbaden: VS Verlag, S. 505-521.
- Wilkens, Ingrid / Leber, Ute 2003: Partizipation an beruflicher Weiterbildung. Empirische Ergebnisse auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 36, S. 329-337.

Winship, Christopher / Sobel, Michael 2004: Causal Inference in Sociological Studies, in:
Hardy, Melissa / Bryman, Alan (Hg.): Handbook of Data Analysis, London: Sage, S.
481-503.