

Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung

Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP

Hendrik Jürges and Kerstin Schneider

92-2005

Oktober 2004

Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung

Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP

Hendrik Jürges* und Kerstin Schneider[#]

Beitrag für die Jahrestagung des
Bildungsökonomischen Ausschusses des VfS
Frankfurt a. M., 25.-26.3. 2004

Revidierte Fassung, Oktober 2004

* MEA - Universität Mannheim; L13, 17; 68131 Mannheim; Email: juerges@mea.uni-mannheim.de

[#] Universität Dortmund und BU Wuppertal; Gaußstr. 20; 42119 Wuppertal; Email: kerstin.schneider@wiwi.uni-wuppertal.de.

Wir danken den Teilnehmern der Jahrestagung 2004 des Bildungsökonomischen Ausschusses des Vereins für Socialpolitik sowie zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare.

Zusammenfassung: In diesem Beitrag schätzen wir mit Daten des SOEP die Rendite beruflicher Weiterbildung "on the job" für westdeutsche Arbeitnehmer in den Jahren 1984-2000. Um der Möglichkeit einer nicht zufälligen Teilnahme an beruflicher Weiterbildung Rechnung zu tragen, verfolgen wir verschiedene methodische Ansätze: Zum einen schätzen wir Lohnregressionen mit Hausman-Taylor bzw. Fixed Growth Modellen, zum anderen verwenden wir einen Matching-Ansatz. Die Ergebnisse unserer Schätzungen zeigen zwar meist positive Effekte der Weiterbildung, diese sind jedoch in aller Regel statistisch nicht signifikant.

1. Einleitung

In der Arbeitswelt des 21. Jahrhunderts kommt der beruflichen Fortbildung im Laufe eines Arbeitslebens eine steigende Bedeutung zu. Nur noch wenige Arbeitnehmer werden kontinuierliche Erwerbsverläufe in einmal erlernten Berufen haben. Gelegentliche oder regelmäßige Weiterbildung auch nach Abschluss einer Berufsausbildung könnte in Zukunft zur Regel werden. Die durchschnittliche Lebensarbeitszeit in Deutschland wird aufgrund der demographischen Zwänge in den kommenden Jahrzehnten um einige Jahre ansteigen. Deshalb wird berufliche Weiterbildung insbesondere auch für ältere Arbeitnehmer zunehmend an Bedeutung gewinnen.

In diesem Beitrag gehen wir der Frage nach, ob die Gleichung "Berufliche Fortbildung = höhere Produktivität = höherer Lohn" für Arbeitnehmer in Deutschland gilt. Konkret werden wir untersuchen, welche individuellen Lohneffekte die Teilnahme an einer beruflichen Weiterbildungsmaßnahme hat. Außerdem überprüfen wir, ob die Effekte für verschiedene Gruppen, wie beispielsweise hoch- und geringqualifizierte Arbeitnehmer, gleich sind. Theoretische Grundlage unserer Untersuchung ist die Humankapitaltheorie (Becker, 1962), nach der berufliche Weiterbildung als Investition in das Humankapital verstanden werden kann, die die erwartete Produktivität eines Arbeitnehmers erhöht. Ob sich eine erhöhte Produktivität auch in höheren Löhnen niederschlägt, kommt auf die Aufteilung des Produktivitätszuwachses zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer an: je firmenspezifischer die Fortbildung desto größer die Möglichkeit des Arbeitgebers, sich den Produktivitätszuwachs anzueignen.¹

Messungen der Lohneffekte von Fortbildungsmaßnahmen sind generell methodisch anspruchsvoll, da die Teilnahme an einer Fortbildungsmaßnahme nicht zufällig erfolgt. Vielmehr werden sich insbesondere diejenigen Arbeitnehmer, die sich von einer Maßnahme einen besonders großen Erfolg versprechen, für die Teilnahme entscheiden. Auch Arbeitgeber werden sich nur bereit finden, die Fortbildung eines Mitarbeiters zu finanzieren, falls ein guter Jobmatch vorliegt, der Arbeitgeber also einen längeren Verbleib des Mitarbeiters in seinem Unternehmen erwarten kann. Ein positiver Lohneffekt beruflicher Fortbildung kann daher nicht ohne zusätzliche Annahmen auf Nicht-Teilnehmer verallgemeinert werden (effect of

¹ Gute Überblicke über die (theoretische) Literatur finden sich bei Acemoglu und Pischke (1999) oder Büchel und Pannenberg (2004).

treatment on the treated). Ein einfacher Vergleich der Löhne oder des Lohnwachstums von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern ist nicht als Basis für Politikempfehlungen geeignet.

Lohn- oder Beschäftigungseffekte beruflicher Fortbildung (oder von Arbeitsmarktmaßnahmen im allgemeinen) können nur dann korrekt gemessen werden, wenn es gelingt, Teilnehmer mit einer *vergleichbaren* Gruppe von Nicht-Teilnehmern zu vergleichen. In einer kürzlich vorgelegten Untersuchung für die Niederlande verwenden Leuven/Oosterbeeck (2002) nur solche Arbeitnehmer als Kontrollgruppe, die geplant haben, an einer Fortbildungsmaßnahme teilzunehmen, dieses Vorhaben aber aufgrund eines "zufälligen Ereignisses" nicht verwirklicht haben. Personen, die in den vergangenen zwölf Monaten an mindestens einer Fortbildung teilgenommen hatten, wiesen einen Lohn auf, der 11 Prozent höher war als der aller Nicht-Teilnehmer, aber nur 1 Prozent höher als der Lohn derjenigen Nicht-Teilnehmer, die nach eigenen Angaben eine Teilnahme geplant aber aus "zufälligen" Gründen nicht durchgeführt hatten. Derartige Ergebnisse lassen zumindest am starken Einfluss beruflicher Weiterbildungen auf individuelle Einkommensverläufe zweifeln.

Natürlich ist unsere Studie nicht die erste, die Fragen der Weiterbildung für Deutschland mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels empirisch untersucht. Im Gegensatz zur bisherigen Literatur verwenden wir aber zur Schätzung der Einkommensverläufe und ihrer Abhängigkeit von Weiterbildung recht lange Zeitreihen, im Einzelfall bis zu 17 Jahre.² Pannenberg (1995) stützt sich auf einen Zeitraum von sechs Jahren (1986-1991). Pischke (2000) nutzt nur vier Jahre (1986-1989). In beiden Fällen erfolgte die Beschränkung aufgrund der Tatsache, dass das SOEP 1989 eine Schwerpunkterhebung zur beruflichen Weiterbildung durchgeführt hat, die sehr detaillierte Informationen über die jeweilige Fortbildungsmaßnahme enthielt.

Pannenberg schätzt Fixed-Effects Modelle der Einkommensentwicklung und differenziert mittels Interaktionstermen stark nach verschiedenen Weiterbildungsformen und -intensitäten. Der Haupteffekt des on-the-job trainings wird dabei mittelfristig, d.h. für einen Fünfjahreszeitraum, auf 17 Prozent Einkommenszuwachs geschätzt. Interessanterweise zeigt sich dieser Effekt praktisch nur bei Mitarbeitern, die den Arbeitgeber nicht wechseln. Pannenberg interpretiert dies dahingehend, dass on-the-job training im wesentlichen

² Erst kürzlich haben Büchel und Pannenberg (2004) eine Studie vorgelegt, die ebenfalls den vollen Längsschnitt des SOEP nutzt und diesen mit Informationen aus den (mittlerweile drei) Schwerpunkterhebungen des SOEP kombiniert. Aufgrund unterschiedlicher Operationalisierung von Weiterbildung sind die Ergebnisse nicht ohne weiteres mit unseren vergleichbar.

firmenspezifisches Humankapital vermittelt. Fraglich ist indes, ob die geschätzten Effekte als kausal interpretierbar sind, da für die Selektivität der Teilnahme an beruflicher Fortbildung nicht hinreichend kontrolliert wird. Insbesondere besteht die Möglichkeit, dass Teilnehmer generell steilere Einkommensprofile aufweisen. Diese Möglichkeit berücksichtigt Pischke (2001) durch Schätzung eines sogenannten Fixed-Growth-Modells (eine ausführliche Darstellung verschiedener Methoden folgt im nächsten Abschnitt). Pischke schätzt Fortbildungsrenditen in Höhe von 3 Prozent (pro Fortbildungsjahr) für Männer und 6 Prozent für Frauen. Allerdings ist der Effekt in keiner seiner Schätzungen statistisch signifikant.

Kuckulenz und Zwick (2003) greifen in ihrer Studie auf die Daten der Befragung „Berufliche Qualifikation und Erwerbsarbeit“ vom BIBB und IAB zurück. Zwar können sehr detaillierte Informationen zur beruflichen Qualifikation der letzten 5 Jahre vor der Befragung genutzt werden, Angaben über die Einkommen der Befragten gibt es jedoch nur zum Befragungszeitpunkt (1998/99), so dass Effekte verschiedener Fortbildungsarten auf die Einkommen, nicht aber auf die Einkommensentwicklung geschätzt werden können (d.h. einer möglichen größeren Dynamik von Teilnehmern kann nicht gut Rechnung getragen werden). Im Ergebnis finden Kuckulenz/Zwick für keine Form der Weiterbildung on-the-job signifikanten Einkommenseffekte – unabhängig davon, ob Endogenität der Teilnahme berücksichtigt wird oder nicht.

Unser Beitrag wird zunächst in Abschnitt 2 die Datenbasis beschreiben und die alternativen Schätzverfahren vorstellen. In Abschnitt 3 berichten wir über die Ergebnisse der Schätzungen und fassen die wichtigsten Ergebnisse dieser Studie in Abschnitt 4 zusammen.

2. Daten und Methoden

Als Datenbasis dienen 18 Wellen des Sozio-ökonomischen Panels aus den Jahren 1984 bis 2000. Wir beschränken uns hier auf die Analyse der Auswirkung beruflicher Fortbildungsmaßnahmen auf den (logarithmierten) realen Bruttolohn westdeutscher Arbeitnehmer und Arbeitnehmerinnen im Alter von 25 bis 55 Jahren.

Die berufliche Fortbildung ostdeutscher Arbeitnehmer bleibt aus zwei Gründen unberücksichtigt. Zum einen gibt es bereits eine umfangreiche Literatur, die sich speziell mit der Fortbildung in Ostdeutschland auseinandersetzt. Diese dient insbesondere in den ersten

Jahren nach der Wiedervereinigung dazu, ostdeutsche Arbeitnehmer mit den Anforderungen der westdeutschen Arbeitswelt vertraut zu machen, später auch als Mittel der aktiven Arbeitsmarktpolitik (Lechner 1998, 1999). Zum anderen liegen für die ostdeutschen Arbeitnehmer kürzere Zeitreihen als für Westdeutsche vor, was die Schätzung des Effektes von Fortbildungsmaßnahmen auf die Lohnentwicklung erschwert.

Informationen über die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung erhalten wir aus dem SOEP-Kalendarium, das arbeitsmarktrelevante Merkmale auf Monatsbasis enthält. Wir betrachten nur Weiterbildung "on-the-job", d.h. Fortbildungsaktivitäten, die parallel zu einem bestehenden Beschäftigungsverhältnis erfolgen. In beruflicher Fortbildung war ein Befragter nach dieser Definition dann, wenn er im selben Kalendermonat angab, erwerbstätig gewesen zu sein *und* an "betrieblicher Ausbildung / Fortbildung / Umschulung" teilgenommen zu haben. Bis einschließlich 1998 wurde in den Kalendarien des SOEP betriebliche Ausbildung und Weiterbildung nicht getrennt erfasst. Um möglichst keine Personen in Ausbildung (d.h. in einer Lehre befindlich) im Sample zu haben, wurde das Mindestalter in unserer Studie auf 25 Jahre gesetzt.

Die Summe aller Fortbildungsmonate zwischen Januar 1983 und dem März des jeweiligen Erhebungsjahres, dividiert durch 12, ergibt dann die Anzahl der "Fortbildungsjahre", die wir im folgenden als wichtigste interessierende Variable verwenden.³ Fortbildungen vor 1983 können wir nicht beobachten. Eventuelle Lohneffekte von beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen, die vor dieser Zeit stattgefunden haben, können jedoch in mit Hilfe der unten beschriebenen Panel-Schätzmethoden berücksichtigt werden.

Natürlich ist die Variable „Fortbildungsjahre“ vorsichtig zu interpretieren, da aus den Angaben der Befragten nicht ersichtlich ist, wie umfangreich die Fortbildungsmaßnahmen waren. Allerdings schließt unsere Definition von Fortbildung alle Fortbildungsmaßnahmen aus, die aus Sicht des Befragten zu unbedeutend sind, um im Berufskalendarium explizit erwähnt zu werden. Dies könnten insbesondere Maßnahmen von kurzer Dauer sein, etwa ein- oder zweitägige vom Arbeitgeber bezahlte Veranstaltungen. Da die Kalendarien Teilnahme an Fortbildung retrospektiv erfassen, kommen Erinnerungsfehler hinzu. Allerdings sind Erinnerungsfehler auch eine Quelle für Messfehler in den Schwerpunktbefragungen des SOEP, in denen Qualifikationsmaßnahmen der letzten 3 Jahre vor dem Befragungszeitpunkt

erhoben werden. Bei der Befragung „Berufliche Qualifikation und Erwerbstätigkeit“ werden sogar die letzten 5 Jahre berücksichtigt. Insgesamt ist jedoch zu erwarten, dass die Daten aus dem Kalendarium die Anzahl der Fortbildungsmaßnahmen eher untererfassen und im Vergleich zu den Schwerpunkterhebungen nur (aus Sicht der Befragten) relevante Maßnahmen berücksichtigen.

Anders als große Teile der Literatur zum Thema können wir den Koeffizienten der Variable Fortbildungsjahre als "Fortbildungsrendite" interpretiert und ihn damit direkt mit der herkömmlichen Bildungsrendite, also dem Koeffizienten der Schul- und Ausbildungsjahre, vergleichen. Wir erwarten von einer plausiblen Schätzung der Fortbildungsrendite, dass sie nicht wesentlich höher ist als die der Schul- und Ausbildungsjahre. Einerseits wird berufliche Fortbildung oft stärker an den Erfordernissen des konkreten Arbeitsplatzes des Beschäftigten orientiert sein, andererseits erfolgt sie (gemäß unserer Variablendefinition) nicht in Vollzeit.

Ziel dieser Untersuchung ist es, den Effekt beruflicher Fortbildung auf das Einkommen zu schätzen. Die grundlegende Schätzgleichung dazu lautet

$$\ln(w_{it}) = c_i + \theta_t + X_{it}\beta + \delta_1 prog_{it} + u_{it} \quad (1)$$

wobei $\ln(w_{it})$ dem Lohn des Arbeitnehmers i in Jahr t entspricht. c_i bezeichnet eine unbeobachtbare zeitinvariante individuelle Komponente (etwa allgemeine Fähigkeiten). θ_t stellt einen zeitspezifischen (d.h. Jahres-) Effekt dar. X_{it} ist ein Vektor individueller Merkmale, wie (Alter, Bildung, usw.) und u_{it} ist ein idiosynkratischer Störterm. Unser vorrangiges Interesse gilt der Variable $prog_{it}$, die wie oben beschrieben die *Summe* der bis zum Jahr t durchlebten Fortbildungsjahre wiedergibt. δ_1 kann somit als Fortbildungsrendite, d.h. die durchschnittliche prozentuale Lohnveränderung pro Fortbildungsjahr, interpretiert werden. Ob δ_1 auch als kausaler Effekt der Fortbildung auf den Lohnsatz interpretiert werden kann, hängt von der Plausibilität der mit der jeweiligen Schätzmethode verbundenen identifizierenden Annahmen ab.

³ Im März erreicht das SOEP in aller Regel 50% seiner Ausschöpfung. Er ist zugleich der Monat mit den meisten Interviews.

Die einfachste Schätzmethode besteht darin, die Daten aller Befragten über alle Wellen hinweg zu poolen und dann Gleichung (1) als einfaches lineares Regressionsmodell zu schätzen (Pooled OLS). Dies liefert allerdings nur dann einen konsistenten Schätzer für den uns interessierenden Effekt, falls $Cov(c_i, X_{it}) = Cov(c_i, prog_{it}) = 0$, $t = 1, \dots, T$, d.h. falls die unbeobachtbaren individuellen Merkmale der Befragten, c_i , mit allen anderen erklärenden Variablen, insbesondere der Teilnahme an Fortbildungen, unkorreliert sind. Wie aus der umfangreichen Literatur über Schul- und Ausbildungsrenditen bekannt ist, kann diese Annahme im allgemeinen als unplausibel bezeichnet werden. Ein typisches zeitinvariantes Merkmal, das mit dem erwarteten Ertrag einer Teilnahme korreliert sein wird, sind etwa die allgemeinen Fähigkeiten einer Person.

Bei Fixed-Effects-Schätzungen von Gleichung (1) wird die individuelle Komponente c_i durch Differenzenbildung herausgerechnet und die Fortbildungsrendite kann konsistent geschätzt werden. Eine eventuelle Korrelation der erklärenden Variablen mit der individuellen Komponente stellt kein Problem dar. Allerdings werden durch die Differenzenbildung auch alle zeitinvarianten Variable (wie etwa die Schulbildung) aus dem Modell herausgerechnet. Es geht also mehr Information verloren als erforderlich, so dass der Fixed-Effects Schätzer auch ineffizient ist. Eine effiziente Alternative zum Fixed-Effects-Schätzer ist ein IV-Schätzer von Hausman und Taylor (1981), der es gestattet, auch bei endogenen unbeobachtbaren individuellen Komponenten die Effekte von zeitinvarianten Variablen zu schätzen. Für zeitveränderliche endogene Variable, wie der Teilnahme an Weiterbildung, ändert sich gegenüber dem einfachen Fixed-Effects-Schätzer nichts grundsätzliches, er wird lediglich präziser geschätzt.

Allerdings erhalten wir auch mit Hausmann-Taylor nur dann einen konsistenten Schätzer für δ_1 , wenn folgende (strenge) Exogenitätsannahme gilt: $Cov(prog_{is}, u_{it}) = 0$; $s, t = 1, \dots, T$. Inhaltlich bedeutet dies, dass idiosynkratische Lohnschocks in Periode t nicht mit der Teilnahme an einer Fortbildungsmaßnahme in Periode s korreliert sein dürfen. Insbesondere darf also ein (negativer) Lohnschock in einer Periode nicht zu einer Teilnahme in einer Folgeperiode führen.

Die Lohneffekte einer beruflicher Fortbildung werden auch dann überschätzt, wenn "dynamische" Personen, die per se über ein höheres Lohnwachstum verfügen, eine größere Neigung aufweisen, an Fortbildungen teilzunehmen. Dieses Endogenitätsproblem kann durch

eine Fixed-Growth-Schätzung, bei der eine individuelle Lohnwachstumsrate berechnet und bei der Schätzung des Fortbildungseffekts berücksichtigt wird, gelöst werden.⁴ Der Fortbildungseffekt kann hier als Sprungstelle im Lohnprofil eines Arbeitnehmers interpretiert werden. Die resultierende Lohngleichung ist

$$\ln(w_{it}) = c_i + g_i t + X_{it} \beta + \delta_1 \text{prog}_{it} + g_i t + u_{it}. \quad (2)$$

Da die Schätzung von (2) mindestens drei Beobachtungen pro Befragten erfordert, sind lange Reihen von Beobachtungsjahren, wie sie mit dem SOEP vorliegen, für eine sinnvolle Schätzung unabdingbar. Zwar können mit dem Fixed-Growth-Schätzer wie schon beim Fixed-Effects-Schätzer keine Koeffizienten für zeitinvariante Variablen geschätzt werden, da wir aber hauptsächlich an der konsistenten Schätzung der Effekte von Weiterbildung interessiert sind, ist der Fixed-Growth-Schätzer am überzeugendsten.

Prinzipiell könnte eine Kausalanalyse des Effekts beruflicher Fortbildung auch im Rahmen eines Instrumentalvariablenansatzes geleistet werden (Kuckulenz und Zwick, 2003). Der Erfolg eines solchen Ansatzes hängt von der Verfügbarkeit überzeugender Instrumente im Datensatz ab. Diese Instrumente müssten die individuelle Wahrscheinlichkeit einer Fortbildung, nicht aber direkt den individuellen Lohn bzw. die Lohnentwicklung beeinflussen. Denkbar wären hier die regionale oder branchenspezifische Verfügbarkeit von Fortbildungsmöglichkeiten. Dieser Ansatz wird hier jedoch nicht weiter verfolgt.

Als Alternative zu den oben diskutierten herkömmlichen Schätzverfahren verfolgen wir auch einen Matching-Ansatz. Die Grundidee des Matchings ist einfach: Für jeden Befragten, der an einer Fortbildung teilgenommen hat, suchen wir einen oder mehrere Nicht-Teilnehmer, der ihm in vielerlei Hinsicht besonders ähnlich oder der gar identisch ist. Wir erhalten so einen Datensatz, der aus einer "Versuchsgruppe" und einer "Kontrollgruppe" besteht. Gegeben die individuellen Merkmale nach denen das "Matching" erfolgt, nehmen wir dann an, dass die Wahl, an der Fortbildung teilzunehmen, als zufällig betrachtet werden kann. Dies ist die

⁴ Das Fixed Growth Modell kann auf 2 Arten geschätzt werden. Eine Schätzmethode besteht darin die ersten Differenzen in (2) zu bilden und dann die Gleichung mit Fixed Effects zu schätzen (Pischke, 2001). Alternativ können die Daten wie in Wooldridge (2002), S. 317 ff. beschrieben transformiert werden.

identifizierende Annahme beim Matching. Entsprechend sorgfältig muss beim Matching vorgegangen werden.⁵

In Abschnitt 3 schätzen wir, für Frauen und Männer getrennt, Lohneffekte der Fortbildung mit Hilfe des sogenannten Propensity Score Matchings. Dazu wird in einer ersten Stufe ein Modell für die Wahrscheinlichkeit an Fortbildung teilzunehmen geschätzt. Eine kausale Interpretation dieser Schätzgleichung ist nicht erforderlich. Sie dient lediglich dazu, den k -dimensionalen Merkmalsraum auf einen eindimensionalen Index zu reduzieren. Personen, die auf diesem Index (dem Propensity Score) nahe beieinander liegen, werden als ähnlich im oben angeführten Sinne bezeichnet.

Unser Matching-Verfahren sucht für jeden Befragten, der für mindestens einen Monat an einer beruflichen Fortbildung teilgenommen hat den "nächsten" oder "ähnlichsten" Nicht-Teilnehmer *im selben Jahr*. Ein befragter Teilnehmer kann also nur dann in die Kontrollgruppe der Nichtteilnehmer gelangen, wenn er in einem Jahr, in dem er nicht an Fortbildungen teilgenommen hat, einem anderen Teilnehmer ähnlich gewesen ist. Sind Teilnehmer und Kontrollgruppen definiert, können Unterschiede im Einkommen bzw. der Einkommensentwicklung zwischen beiden Gruppen geschätzt werden. Diese können dann als Kausaleffekte interpretiert werden.

Abschließend lässt sich festhalten, dass unser Datensatz zwei Schätzverfahren erlaubt, mit denen der kausale Effekt von beruflicher Fortbildung auf das Einkommen geschätzt werden kann. Der erste Alternative ist der Fixed-Growth-Schätzer, der die Panelstruktur des SOEP ausnutzt und von den langen individuellen Zeitreihen in unserem Datensatz profitiert. Zweitens verspricht auch das Matchingverfahren die konsistente Schätzung des Kausaleffekts.

3. Ergebnisse

3.1. Die Teilnahme an beruflicher Fortbildung

⁵ Matching hat sich mittlerweile zu einem Standardverfahren der empirischen Arbeitsmarktforschung entwickelt. Insbesondere die aktive Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland ist mit Hilfe von Matching-Verfahren einer kritischen Evaluation unterzogen worden, mit meist unerfreulichem Ausgang für die Arbeitsmarktpolitik (vgl. z.B. Lechner (1998), Fitzenberger und Prey (1998)).

Bevor wir den Einfluss beruflicher Fortbildung auf das Einkommen schätzen, wenden wir uns der Frage zu, welche Gruppen an Fortbildungsmaßnahmen teilnehmen und beschreiben dann im Abschnitt 3.2., wie die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung mit dem Einkommen der Arbeitnehmer korreliert ist. Insgesamt betrachtet ist der Anteil der Arbeitnehmer im SOEP, der innerhalb eines Jahres überhaupt – entsprechend unserer engen Definition – an beruflicher Fortbildung teilnimmt, sehr gering. Abbildung 1 zeigt, dass dieser Anteil im Zeitablauf generell im Bereich von 1 bis 2 Prozent der Stichprobe liegt. Der Anteil der Frauen liegt dabei generell unter dem Anteil der Männern in Fortbildungsmaßnahmen. Erwähnenswert ist auch der Anstieg bei den Fortbildungsmaßnahmen über den Erhebungszeitraum des SOEP. Dennoch erscheint der Anteil der Teilnehmer an Fortbildungsmaßnahmen insbesondere im Vergleich zu den früheren Arbeiten von Pannenberg (1995) oder Pischke (2001) als gering. Die Erklärung für diese Diskrepanz liegt in den unterschiedlichen Datenquellen. Die genannten Studien stützen sich auf die Befragungsschwerpunkte "berufliche Weiterbildung" des SOEP. Dort werden die Befragten detailliert nach Weiterbildungsaktivitäten in den letzten drei Jahren befragt. Dabei wird explizit auch die Teilnahme an Kursen und Lehrgängen abgefragt, die nur eine Woche oder gar nur einen Tag gedauert haben. Wir nutzen hingegen – wie bereits beschrieben – Angaben aus dem SOEP-Erwerbskalendarium. Dort geben die Befragten für das vorangegangene Jahr auf Monatsbasis Erwerbszustände an. Es muss davon ausgegangen werden, dass kurze Teilnahmen von einem Tag oder einer Woche im Kalendarium nicht berichtet werden, wir es also mit einer Untererfassung zu tun haben. Obgleich dies einen gewissen Nachteil darstellt, ermöglicht uns nur die Verwendung des Kalendariums, lange Zeitreihen für die Befragten zu betrachten und damit sehr viel umfassendere Informationen über individuelle Erwerbsbiographien für die Analyse auszunutzen.

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse von Logit-Schätzungen für die Wahrscheinlichkeit, innerhalb eines Jahres an einer Fortbildung teilzunehmen. Zur besseren Veranschaulichung der Zusammenhänge zwischen den einzelnen erklärenden Variablen und einer Teilnahme finden sich in Tabelle 1 statt der Logit-Koeffizienten die odds ratios. Diese geben an, wie sich das Verhältnis der Teilnahme- zur Nichtteilnahmewahrscheinlichkeit verändert, wenn sich die erklärende Variable um eine Einheit verändert. Da die Wahrscheinlichkeit nicht teilzunehmen immer nahe eins ist, lassen sich die odds ratios approximativ als relative Veränderung der Teilnahmewahrscheinlichkeit interpretieren.

In den ersten drei Spalten der Tabelle 1 finden sich ein gepooltes Logit-Modell für alle Arbeitnehmer, sowie gepoolte Logit-Modelle für Männer und Frauen getrennt. Bei der Berechnung der Standardfehler bzw. t-Werte wurde die Abhängigkeit der Beobachtungen auf Ebene des einzelnen Befragten berücksichtigt.

--- hier Tabelle 1 ---

Als erstes Ergebnis lässt sich festhalten, dass Männer häufiger an Fortbildungen teilnehmen als Frauen (der Koeffizient von 1.655 besagt, dass die Wahrscheinlichkeit etwa um fast das 1.7-fache höher liegt). Dies vermag nicht zu überraschen, kann hierfür doch gleich eine ganze Sammlung potentieller Erklärungen gefunden werden. So haben Frauen häufig diskontinuierliche Erwerbsverläufe, die eine Fortbildung weniger attraktiv erscheinen lassen. Arbeitgeber könnten Frauen nicht nur bei der Bezahlung oder Beförderung benachteiligen sondern auch bei den Teilnahmemöglichkeiten an Fortbildung, usw.

Der Anteil der Teilnehmer an Fortbildungen sinkt deutlich und stetig mit dem Alter. Der Koeffizient von 0.918 entspricht einem Rückgang der Wahrscheinlichkeit um etwa 8 Prozent mit jedem Lebensjahr. Alle zehn Jahre sinkt die Wahrscheinlichkeit um $1 - 0.918^{10} = 57$ Prozent. Aus humankapitaltheoretischer Perspektive ist dies nicht überraschend, sind doch die erwarteten Erträge der Fortbildung umso höher, je länger ein Teilnehmer noch erwerbstätig sein wird.

Der Familienstand zeigt nur bei Frauen einen signifikanten Einfluss. Verheiratete Frauen weisen die 0.65-fache Teilnahmewahrscheinlichkeit von unverheirateten Frauen auf, vermutlich wegen einer generell geringeren Bindung an den Arbeitsmarkt. Ähnliches gilt, wenn Frauen teilzeitbeschäftigt sind. Ausländer bilden sich seltener beruflich weiter als Deutsche, doch der Unterschied ist meist statistisch nicht signifikant.

Die Schul- und Berufsausbildung ist mit der Teilnahme an beruflicher Fortbildung korreliert. Allerdings ist die Korrelation häufig nicht signifikant. Hauptschulabsolventen nehmen 1.7 mal häufiger an Fortbildungsmaßnahmen teil als Personen ohne Schulabschluss (die Referenzgruppe). Realschulabsolventen nehmen 2.9 mal und (Fach-) Abiturienten 3 mal häufiger teil. Hinzu kommt dann noch multiplikativ die Berufsausbildung. Die größte Wahrscheinlichkeit findet sich bei Abiturienten mit abgeschlossener Lehre, die etwa 9 mal

häufiger an beruflicher Weiterbildung teilnehmen als Personen ohne Schul- und Berufsabschluss.

Neben dem Ausbildungsstand kommt auch der beruflichen Stellung eine gewisse Bedeutung zu. Die niedrigste Wahrscheinlichkeit an beruflicher Fortbildung teilzunehmen findet sich bei Arbeitern in der Privatwirtschaft, gefolgt von deren Kollegen im öffentlichen Dienst. Bei den Männern sind Angestellte im öffentlichen Dienst am häufigsten in beruflicher Fortbildung, bei den Frauen ist es die Referenzgruppe der Beamtinnen.

Entsprechend früheren Befunden der Literatur nehmen insbesondere Mitarbeiter in größeren Firmen an Fortbildungen teil. Keinen signifikanten Zusammenhang finden wir hingegen beim Lohnsatz. Auch scheint es nicht darauf anzukommen, ob ein Arbeitnehmer im erlernten Beruf tätig ist.

Als Zwischenergebnis läßt sich festhalten, dass die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung selektiv ist. Relativ häufig nehmen junge, gut ausgebildete, männliche Angestellte teil, relativ selten ältere, schlecht ausgebildete Arbeiterinnen in der Privatwirtschaft.

3.2. Regressionsansätze zur Schätzung des Zusammenhangs zwischen beruflicher Fortbildung und Löhnen

Tabellen 2 und 3 zeigen die Ergebnisse aus verschiedenen Schätzungen der Weiterbildungsrendite, sowohl nach Schätzmethoden als auch nach Subgruppen getrennt. Alle Schätzungen enthalten Jahres-Dummies und eine Konstante. Die geschätzten Koeffizienten für die Jahres-Dummies sind jedoch nicht in den Tabellen aufgeführt. Für unsere Fragestellung ist der zentrale Parameter der Zusammenhang zwischen beruflicher Fortbildung und dem Einkommen. In der ersten und vierten Spalte der Tabelle 2 finden sich die Ergebnisse der OLS-Schätzungen für Männer bzw. Frauen. Diese Schätzungen haben, wie bereits ausgeführt, lediglich deskriptiven Charakter, da sie die Selektionsproblematik nicht angemessen berücksichtigen können. Sie sollen aber die bestehenden Zusammenhänge zwischen Einkommen und beruflicher Weiterbildung beschreiben. Als Maß für den Effekt der beruflichen Weiterbildung auf den Lohn kann er nicht dienen. Wie sich zeigt, beträgt die Fortbildungsrendite bei den Männern 3,4 Prozent und ist nur marginal signifikant. Sie liegt damit deutlich unter der Schulbildungsrendite, die 5,8 Prozent pro Jahr beträgt. Für die Frauen

erhalten wir positive signifikante Schätzwerte für die Fortbildungsrendite in Höhe von fast 11 Prozent. Nun erscheint eine Fortbildungsrendite von nahezu 11 Prozent als sehr hoch, insbesondere im Vergleich zur Schulbildungsrendite, die in der gepoolten OLS-Schätzung mit 5,9 Prozent deutlich niedriger liegt. Wir wollen nun noch kurz auf die Koeffizienten der verwendeten Kontrollvariablen eingehen. Die meisten dieser Variablen haben in allen Spezifikationen die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen:

- Die Lohnprofile verlaufen mit der Betriebszugehörigkeit erst steigend, später leicht fallend.
- Männer, die im öffentlichen Dienst beschäftigt sind, verdienen weniger als ihre Kollegen in der Privatwirtschaft, Frauen dagegen mehr (vgl. Jürges 2002).
- Löhne variieren positiv mit der Unternehmensgröße.
- Anders als verheiratete Frauen verdienen verheiratete Männer mehr.
- Männer mit Kindern verdienen mehr als Männer ohne Kinder, Frauen mit Kindern hingegen weniger.

--- hier Tabellen 2 und 3 ---

Unterscheidet man weiter nach Gruppen, wie dem Ausbildungsniveau oder Eigenschaften des Beschäftigungsverhältnisses, so ergeben sich weitere interessante Ergebnisse für die Fortbildungsrendite (vgl. Tabelle 3; wir zeigen hier nur die Koeffizienten der Fortbildungsjahre, detaillierte Regressionsergebnisse sind auf Anfrage erhältlich). Betrachten wir zunächst die Ergebnisse für die Männer. Männer, die kein Abitur haben, profitieren in sehr viel stärkerem Maße von beruflicher Fortbildung. Für Männer mit Abitur verschwindet der Effekt vollständig. Auch Beschäftigte im öffentlichen Dienst nehmen zwar häufiger an Fortbildungsmaßnahmen teil, die Fortbildungsmaßnahme weist allerdings keine Korrelation mit der Lohnentwicklung auf. Unterscheidet man danach, ob ein Beschäftigter im erlernten Beruf tätig ist, so findet sich eine starke positive Korrelation nur bei denjenigen, die nicht im erlernten Beruf tätig sind. Die Unterscheidung nach Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigung ergibt keine signifikanten Unterschiede. Insgesamt lassen die Ergebnisse darauf schließen, dass ein positiver Zusammenhang zwischen Teilnahme und Lohnwachstum vor allem bei denjenigen zu finden ist, die zumindest potentiell höhere Grenzerträge der Bildung aufweisen könnten, da sie wohl "weiterbildungsfähig" sind, zugleich aber nur niedrige allgemeine oder keine berufsbezogene formale Abschlüsse haben.

Bei den Frauen finden sich in Tabelle 3 ähnliche Ergebnisse. Allerdings bringt bei den Frauen die Unterscheidung nach Umfang des Beschäftigungsverhältnisses signifikante Unterschiede. Frauen in Teilzeitbeschäftigungen scheinen sehr viel stärker von Fortbildungsmaßnahmen zu profitieren als Frauen in Vollzeitbeschäftigungsverhältnissen. Bemerkenswerterweise ist die Korrelation zwischen Fortbildung und Lohn stärker bei Frauen mit Kindern unter 16 Jahren als bei kinderlosen Frauen. Beide Ergebnisse könnten damit erklärt werden, dass Frauen, die nach einer Familienphase wieder in den Arbeitsmarkt eintreten (und eventuell zunächst nur in Teilzeit arbeiten), durch Weiterbildung Humankapitalverluste während der Familienphase tendenziell ausgleichen.

Wie bereits mehrfach erwähnt, sind die geschätzten OLS-Koeffizienten nicht als kausale Effekte zu interpretieren, wenn es Selbstselektion in Fortbildungsmaßnahmen gibt. Die Ergebnisse alternativer Schätzer vor, die die potentielle Endogenität berücksichtigen, finden sich in den Spalten (2) und (3) bzw. (5) und (6) von Tabelle 2. Spalten (2) und (4) zeigen die Ergebnisse des Hausman-Taylor Schätzers (kurz HT). Hausman und Taylor (1981) berücksichtigen, dass die unbeobachtbare Fähigkeit eines Erwerbstätigen einen erklärenden Anteil für das Lohnniveau hat, aber zugleich mit beobachtbaren Variablen wie der Schul- und Berufsbildung korreliert ist. Anders als ein einfacher Fixed-Effects-Schätzer kann ermöglicht das Hausman-Taylor-Verfahren, auch Koeffizienten für zeitinvariante Variablen zu schätzen, und es verspricht Effizienzgewinne.

In der Hausman-Taylor-Schätzung wird der Effekt beruflicher Fortbildung für Männer auf signifikante 5,7 Prozent geschätzt, die Schulbildungsrendite hingegen nur noch auf 3,5 Prozent. Bei den Frauen steigt der Schätzwert für die Schulbildungsrendite auf 13 Prozent, während die Rendite der Fortbildungsjahre auf jetzt 5,5 Prozent fällt auch nur noch marginal signifikant ist. Die Umkehrung der Ergebnisse im Vergleich zu den OLS-Ergebnissen hängt mit vermutlich damit zusammen, dass wir mittels der Hausman-Taylor potentielle Verzerrungen der Schulbildungsrendite (durch Messfehler und/oder Endogenität) beseitigt haben. Da Schulbildung und Weiterbildungsteilnahme hoch korreliert sind hat eine solche Verzerrung bzw. ihre Vermeidung auch Einfluss auf den Koeffizienten der Weiterbildungsteilnahme.

Fixed Effects- oder Hausman-Taylor-Verfahren lösen das Endogenitätsproblem nur dann, wenn nicht zusätzlich berücksichtigt werden muss, dass gerade die Arbeitnehmer an

Fortbildungsmaßnahmen teilnehmen, weil sie dynamischer oder motivierter sind, und deshalb auch ein steileres Lohnprofil haben. Das Fixed-Growth-Modell haben wir in Abschnitt 2 beschrieben und diskutiert. Die Ergebnisse der Schätzungen finden sich in den Spalten (3) und (6) von Tabelle 2. Die Fortbildungsrendite für Männer wird auf Null geschätzt. Bei den Frauen erhält man zwar eine positive Rendite von 4 Prozent, die aber bei einem t-Wert von 0,64 nicht signifikant ist. Ein Hausman Test, die den Hausman-Taylor-Schätzer mit dem Fixed-Growth-Schätzer vergleicht, lehnt den Hausman-Taylor-Schätzer sowohl für die Stichprobe der Männer als auch die der Frauen als inkonsistent ab. Das Endogenitätsproblem wird also wie vermutet mittels Hausman-Taylor-Schätzung nicht hinreichend berücksichtigt. Somit ist der Fixed-Growth-Schätzer das geeignete Verfahren.

Differenziert man nun auch beim Fixed-Growth-Modell nach Gruppen (vgl. Tabelle 3), ändert sich an den Ergebnissen nicht viel. Bei den Männern ist noch die Gruppe der Beschäftigten, die nicht im erlernten Beruf tätig ist, zu erwähnen. Die Fortbildungsrendite wird für diese Gruppe auf 8 Prozent geschätzt ist aber bei einem t-Wert von 1,4 bei weitem zu ungenau geschätzt. Auch bei den Frauen gibt es keine Gruppe von Beschäftigten, für die eine signifikante Fortbildungsrendite geschätzt werden kann. Somit ist schon wie in Pischke (2001), der die Daten der SOEP-Schwerpunktbefragung von 1989 verwendet, im Fixed-Growth-Modell generell kein statistisch gesicherter kausaler Effekt von Fortbildungsmaßnahmen nachzuweisen.

3.3. Matching-Ansätze zur Schätzung der Lohneffekte beruflicher Fortbildung

Abschließend und komplementär zum Fixed-Growth-Modell wenden wir mit dem in Abschnitt 2 beschriebenen Matching-Ansatz ein weiteres Schätzverfahren zur Schätzung des Kausaleffekts beruflicher Fortbildung auf das Einkommen an. Im ersten Schritt werden dazu die Propensity-Scores berechnet. Dazu haben wir die gleichen Variablen verwendet wie in den Logit-Schätzungen in Abschnitt 3.1. Hinzu kommen Branchendummies und der Gesundheitszustand der Beschäftigten. Mithilfe der Propensity Scores wird der Gruppe der Teilnehmer eine Kontrollgruppe zugeordnet und die Löhne der Teilnehmer werden dann mit den Einkommen der Kontrollgruppe verglichen.⁶ Dabei verfolgen wir einen Differenzen-von-

⁶ Zur Sicherstellung eines "common support" von Teilnehmern und Nichtteilnehmern wurden alle Nichtteilnehmer, deren propensity score kleiner bzw. größer als der kleinste bzw. größte propensity score der Teilnehmer war, aus der Gruppe potentieller Matches eliminiert. Die Qualität des Matching wurde mit Hilfe von t-tests für alle Matching-Variablen geprüft. Eine explizite Berücksichtigung der Möglichkeit von Mehrfachteilnahmen erfolgte nicht.

Differenzen-Ansatz, bei dem die Lohnentwicklung der Teilnehmer mit der Lohnentwicklung der Nichtteilnehmer verglichen wird. Dieses Vorgehen hat den Vorteil, dass alle zeitinvariante Heterogenität, die durch das Matching-Verfahren nicht erfasst wurde, kontrolliert wird. Durch die Panelstruktur des SOEP ist es uns ferner möglich, die zeitliche Entwicklung der Löhne von Teilnehmern und Kontrollgruppe für längere Zeiträume zu vergleichen. Im Folgenden beschränken wir uns auf den Vergleich der Einkommen von 3 Jahren vor der Maßnahme bis zu 3 Jahren nach der Teilnahme.

Die Ergebnisse des Matching finden sich in den Abbildungen 2 und 3. Die Abbildungen zeigen über einen Zeitraum von drei Jahren vor der Teilnahme bis zu drei Jahren nach der Teilnahme das Verhältnis der Lohnentwicklung von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern nach. Die Lohnentwicklung wird dabei jeweils auf $t = 0$, das Jahr der Teilnahme, bezogen. Vertikale Linien geben die Grenzen der (punktweise geschätzten) 90 Prozent-Konfidenzintervalle wieder.

--- hier Abbildungen 2 und 3 ---

Die Ergebnisse für Männer und Frauen sind ähnlich. In beiden Fällen zeigen sich keine signifikanten Effekte der Weiterbildungsteilnahme auf den Lohnsatz. Die Ergebnisse des Matching stehen damit im Einklang mit den Ergebnissen aus der Fixed Growth-Schätzung.

4. Zusammenfassung und Diskussion

Die vorliegende Studie ist nicht die erste empirische Untersuchungen über die Effekte beruflicher Weiterbildung auf Löhne oder Beschäftigung in Westdeutschland. Frühere Studien, die ebenfalls Daten des Sozio-ökonomischen Panels verwendet haben, haben sich zumeist auf die Schwerpunktbefragungen zu beruflicher Fortbildung gestützt. Die Ergebnisse sind nicht eindeutig, was im wesentlichen auch in unserer Studie bestätigt wird.

Unsere Studie unterscheidet sich indes in mehreren Punkten von bereits bestehenden Untersuchungen. Erstens verwenden wir Daten über einen längeren Zeitraum und nutzen den Längsschnittcharakter des SOEP aus. Zweitens verwenden wir Informationen aus den Beschäftigungskalendarien des SOEP. Dies lässt quantitative Aussagen über die Teilnahme an Fortbildungsmaßnahmen über einen langen Zeitraum zu und ermöglicht die Schätzung des

kausalen Effekts beruflicher Fortbildung auf Löhne. Unsere Ergebnisse zeigen, wie wichtig es ist, die offensichtliche Korrelation zwischen Löhnen und Fortbildung vorsichtig zu interpretieren. Schätzverfahren, die das Problem der Selbstselektion in Fortbildungsmaßnahmen angemessen berücksichtigen, lassen bezweifeln, dass Fortbildungsmaßnahmen tatsächlich zu höheren Löhnen führen. Dies findet sich auch bei anderen Autoren, die teils andere Daten oder Methoden verwenden (Pischke 2001, Kuckulenz/Zwick 2003).

In Anbetracht des Ergebnisses, dass sich kein kausaler Effekt der Weiterbildung auf den Lohn finden lässt, stellt sich natürlich die Frage, warum Menschen überhaupt an Weiterbildungen teilnehmen. Im letzten Befragungsschwerpunkt des SOEP im Jahr 2000 haben mehr als zwei Drittel aller Weiterbildungsteilnehmer die Anpassung an neue Anforderungen genannt. Damit müssen auch in der Erwartung der Betroffenen nicht unbedingt höhere Löhne verbunden sein, wenn Anpassung einfach Sicherung des eigenen Arbeitsplatzes meint. Büchel und Pannenberg (2004) finden zumindest bei jüngeren Teilnehmern ein um zwei Prozentpunkte niedrigeres Arbeitslosigkeitsrisiko als für Nicht-Teilnehmer.

Möglicherweise machen sich Arbeitnehmer auch unrealistische Vorstellungen von den Wirkungen einer Teilnahme auf den zukünftigen beruflichen Erfolg. So ist denkbar, dass potentielle Teilnehmer im Alltag Einkommensunterschiede zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern beobachten und dies als kausalen Effekt interpretieren. Ein solche "naive" Sichtweise war schliesslich bis vor wenigen Jahren auch noch in der Wissenschaft anzutreffen. Dass sich nicht immer die erhofften Wirkungen einer Fortbildung einstellen, zeigt sich z.B. darin, dass im SOEP-Befragungsschwerpunkt 2000 mehr als 60 Prozent aller Teilnehmer angaben, die Teilnahme an der Weiterbildung habe sich beruflich wenig bis gar nicht ausgezahlt.

Schließlich könnte Weiterbildung nicht nur – wie im Humankapitalmodell angenommen - investiven, sondern auch konsumptiven Charakter haben, z.B. wenn die Inhalte der Fortbildung allgemeinen Charakter haben oder die Teilnahme auch ein soziales Ereignis darstellt. In diesem Fall könnten Arbeitgeber sogar auf den Gedanken verfallen, entsprechend der Theorie kompensierender Lohndifferenziale Teilnehmern niedrigere Löhne zu zahlen.

Eine tiefere Analyse der Teilnahmegründe in Abwesenheit nachweisbarer Lohneffekte kann in diesem Beitrag nicht geleistet werden, so dass diese abschließenden Überlegungen im

Rahmen des Spekulativen bleiben. Für die zukünftige Forschung sollte sich eine solche Analyse jedoch als fruchtbar erweisen.

Literatur

- Acemoglu, D., Pischke, S. (1999): Beyond Becker: Training in Imperfect Labor Markets. *Economic Journal* 109, F112-F142.
- Becker, G.S. (1962): Investment in Human Capital: A theoretical analysis, *Journal of Political Economy* 70, S9-S49.
- Büchel, F., Pannenberg, M. (2004): Berufliche Weiterbildung in West- und Ostdeutschland – Teilnehmer, Struktur, und individueller Ertrag. Erscheint in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 1, Heft 2.
- Fitzenberger, B., Prey, H. (1998): Beschäftigungs- und Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen im ostdeutschen Transformationsprozeß: Eine Methodenkritik. S. 39-96 in: Pfeiffer, F./Pohlmeier, W. (Hrsg.): *Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg*. ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 31. Baden-Baden: Nomos.
- Hausman, J. A., Taylor, W.E. (1981): Panel Data and Unobservable Individual Effects, *Econometrica* 49, 1377-1398.
- Jürges, H. (2002): The Distribution of the German Public-Private Wage Gap, *Labour* 16: 347-381
- Lechner, M. (1998): *Training the East German Labour Force. Microeconomic Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification*. Studies in Contemporary Economics, Heidelberg: Springer/Physica.
- Lechner, M. (1999): Nonparametric bounds on employment and income effects of continuous vocational training in East Germany, *Econometrics Journal* 2: 1-28.
- Leuven, E., Oosterbeek, H. (2002): *A new approach to estimate the wage returns to work-related training*. IZA Discussion Paper No. 526.
- Kuckulenz, A., Zwick, T. (2003): *The Impact of Training on Earnings - Differences between Participant Groups and Training Forms*. ZEW Discussion Paper No. 03-57
- Pannenberg, M. (1995): *Weiterbildungsaktivitäten und Erwerbsbiographie*. Frankfurt/New York: Campus.
- Pannenberg, M. (1998): Weiterbildung, Betriebszugehörigkeit und Löhne: Ökonomische Effekte des "timings" von Investitionen in die berufliche Weiterbildung. S. 223-256 in: Pfeiffer, F./Pohlmeier, W. (Hrsg.): *Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg*. ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 31. Baden-Baden: Nomos.
- Pischke, Jörn-Steffen (2001): Continuous Training in Germany, *Journal of Population Economics*, 14, 523-548.
- Pfeiffer, F., Reize, F. (2000): *Formelle und informelle berufliche Weiterbildung und Verdienst bei Arbeitnehmern und Selbständigen*. ZEW Diskussionspapier No. 00-01
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Tabelle 1: Logit-Analyse der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung (odds ratios)

	Alle Gepoolt	Männer Gepoolt	Frauen Gepoolt
Geschlecht(1=männlich)	1.655 (2.79)**		
Alter	0.918 (9.26)**	0.906 (8.60)**	0.939 (4.63)**
Verheiratet	0.847 (1.16)	1.206 (0.89)	0.648 (1.99)*
Volks-/Hauptschulabschluss	1.731 (1.25)	1.567 (0.85)	1.895 (0.77)
Realschulabschluss	2.911 (2.27)*	2.745 (1.76)	3.229 (1.38)
(Fach-)Abitur	3.070 (2.10)*	2.387 (1.26)	4.141 (1.60)
Abgeschlossene Lehre	2.901 (3.18)**	2.701 (2.49)*	2.741 (1.64)
Uni/FH-Abschluss	1.803 (1.38)	1.679 (0.95)	1.704 (0.77)
Immigrant	0.654 (1.67)	0.615 (1.31)	0.740 (0.93)
Teilzeit	0.704 (1.69)	1.343 (0.76)	0.681 (1.50)
Arbeiter(in) öffentlicher Dienst	0.613 (1.26)	0.621 (1.07)	0.690 (0.46)
Arbeiter(in) Privatwirtschaft	0.349 (3.56)**	0.403 (2.78)**	0.164 (2.41)*
Angestellte(r) öffentlicher Dienst	1.148 (0.57)	1.548 (1.59)	0.636 (0.90)
Angestellte(r) Privatwirtschaft	0.916 (0.40)	1.073 (0.29)	0.647 (0.88)
# Beschäftigte 20-199	1.276 (1.07)	0.957 (0.15)	1.960 (1.94)
# Beschäftigte 200-1999	1.699 (2.40)*	1.492 (1.44)	2.149 (2.13)*
# Beschäftigte 2000+	1.578 (2.01)*	1.455 (1.33)	1.562 (1.16)
Log. Reallohn	1.155 (0.86)	1.121 (0.54)	1.209 (0.69)
Tätigkeit im erlernten Beruf	1.032 (0.22)	1.089 (0.46)	0.957 (0.18)
Zeittrend	1.056 (3.95)**	1.039 (2.38)*	1.096 (3.32)**
Dummy für 1988	3.975 (9.23)**	3.743 (7.64)**	4.585 (5.01)**
# Kinder unter 16		0.896 (1.18)	0.761 (1.37)
Beobachtungen	42545	26168	16377
Pseudo-R ²	0.14	0.14	0.15

Robuste t-Werte in Klammern; * p< 5%; ** p< 1%

Tabelle 2: Lohnregressionen

	Männer			Frauen		
	(1) OLS	(2) HT	(3) FG	(4) OLS	(5) HT	(6) FG
Beschäftigungsdauer	0.0103 (7.63)**	0.0107 (11.33)**	0.0119 (7.89)**	0.0155 (7.53)**	0.0120 (7.53)**	0.0124 (5.14)**
Beschäftigungsdauer^2	-0.0002 (3.76)**	-0.0003 (-8.20)**	-0.0004 (-6.04)**	-0.0003 (3.74)**	-0.0003 (-4.29)**	-0.0003 (-2.56)**
Öffentlicher Dienst	-0.0984 (9.50)**	-0.0401 (-4.06)**	-0.0258 (-2.11)*	0.0525 (4.22)**	-0.0125 (-0.97)	-0.0036 (-0.22)
Schulbildungsjahre	0.0579 (30.02)**	0.0353 (4.01)**		0.0586 (19.65)**	0.1304 (9.49)**	
Berufl. Fortbildungsjahre	0.0339 (1.78)	0.0574 (3.60)**	-0.0040 (-0.14)	0.1050 (3.43)**	0.0549 (1.71)	0.0426 (0.73)
# Beschäftigte 20-199	0.1147 (9.49)**	0.0833 (10.85)**	0.0421 (4.36)**	0.1300 (7.59)**	0.0721 (6.70)**	0.0180 (1.28)
# Beschäftigte 200-1999	0.1626 (12.37)**	0.1122 (13.05)**	0.0606 (5.45)**	0.1882 (11.15)**	0.1244 (10.61)**	0.0490 (3.16)**
# Beschäftigte 2000+	0.2198 (16.93)**	0.1336 (15.05)**	0.0583 (5.01)**	0.2499 (13.78)**	0.1495 (11.78)**	0.0766 (4.55)**
Geburtsjahr bis 1939	0.0026 (1.12)	0.0027 (0.63)		0.0014 (0.36)	0.0168 (1.53)	
Geburtsjahr 1940-1949	-0.0040 (2.26)*	-0.0055 (-2.11)*		0.0062 (2.38)*	-0.0094 (-1.88)	
Geburtsjahr 1950-1959	-0.0093 (5.19)**	-0.0133 (-5.59)**		-0.0033 (1.46)	-0.0059 (-1.63)	
Geburtsjahr 1960-	-0.0083 (4.45)**	-0.0097 (-3.56)**		-0.0071 (3.04)**	-0.0104 (-2.72)**	
Ausländer	-0.0700 (6.88)**	-0.1185 (-5.14)**		-0.0070 (0.46)	0.1540 (4.23)**	
Verheiratet	0.0531 (5.53)**	0.0300 (4.34)**	0.0069 (0.72)	-0.0265 (2.13)*	0.0082 (0.77)	-0.0046 (-0.31)
# Kinder unter 16	0.0178 (4.39)**	0.0201 (7.73)**	0.0092 (2.31)**	-0.0164 (2.52)*	-0.0047 (-0.91)	-0.0061 (-0.68)
Konstante	2.1315 (24.13)**	2.4931 (12.42)**		1.8722 (12.55)**	0.5767 (1.29)	
Beobachtungen	26190	24352	24995	16399	15040	15206

* p < 0.05; ** p < 0.01

Tabelle 3: Geschätzte Weiterbildungseffekte nach Subgruppen

	OLS		Fixed Growth	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Mit Abitur	-0.0216 (0.65)	0.0628 (1.71)		
Ohne Abitur	0.0705 (3.54)**	0.1345 (4.11)**	0.0118 (0.35)	0.0327 (0.45)
Öffentlicher Dienst	-0.0022 (0.09)	0.0416 (1.11)		
Privatwirtschaft	0.0660 (2.99)**	0.1350 (4.29)**	0.0088 (0.22)	-0.0076 (-0.10)
Im erlernten Beruf	0.0099 (0.52)	0.0880 (3.11)**		
Nicht im erlernten Beruf	0.0926 (2.40)*	0.1455 (2.22)*	0.0804 (1.41)	
Teilzeit	0.0557 (0.41)	0.1486 (1.99)*		
Vollzeit	0.0301 (1.60)	0.0922 (3.15)**		
Kinder im HH		0.1763 (2.37)*		-0.0042 (-0.02)
Keine Kinder im HH		0.0950 (3.24)**		

* p < 0.05; ** p < 0.01

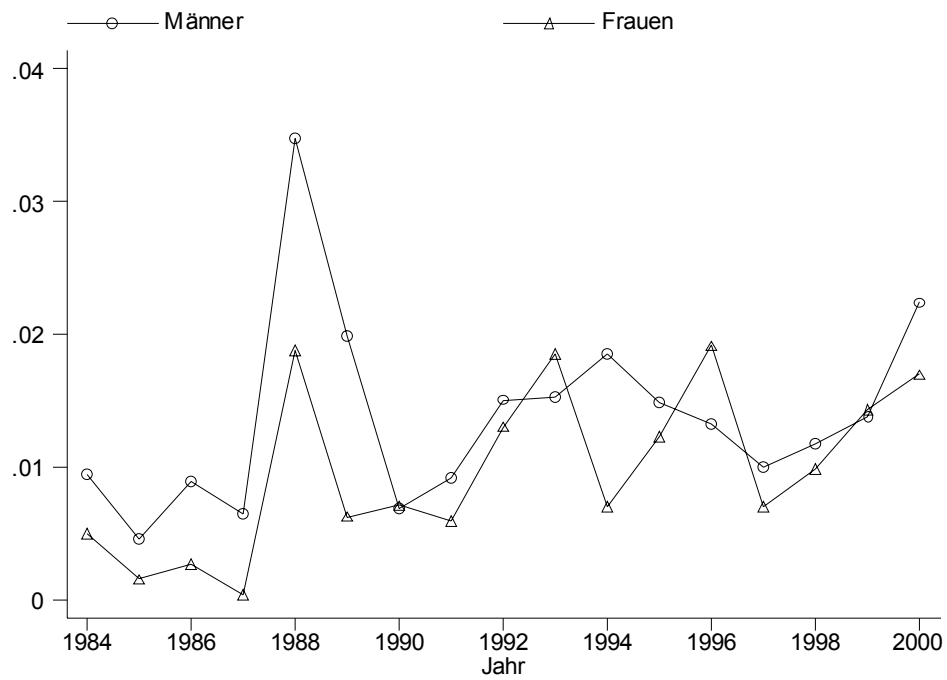


Abbildung 1: Anteil Berufstätiger, die innerhalb eines Jahres an einer beruflichen Fortbildung teilnehmen

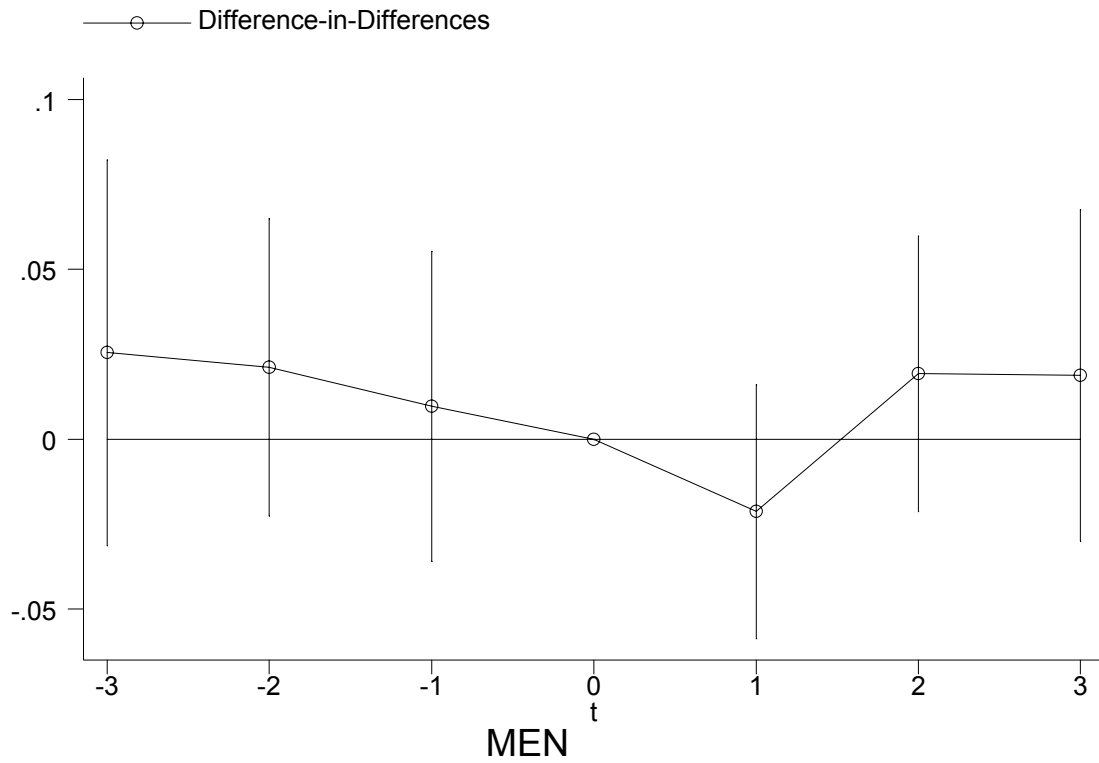


Abbildung 2: Matching-Schätzer für die Lohnentwicklung (Männer)

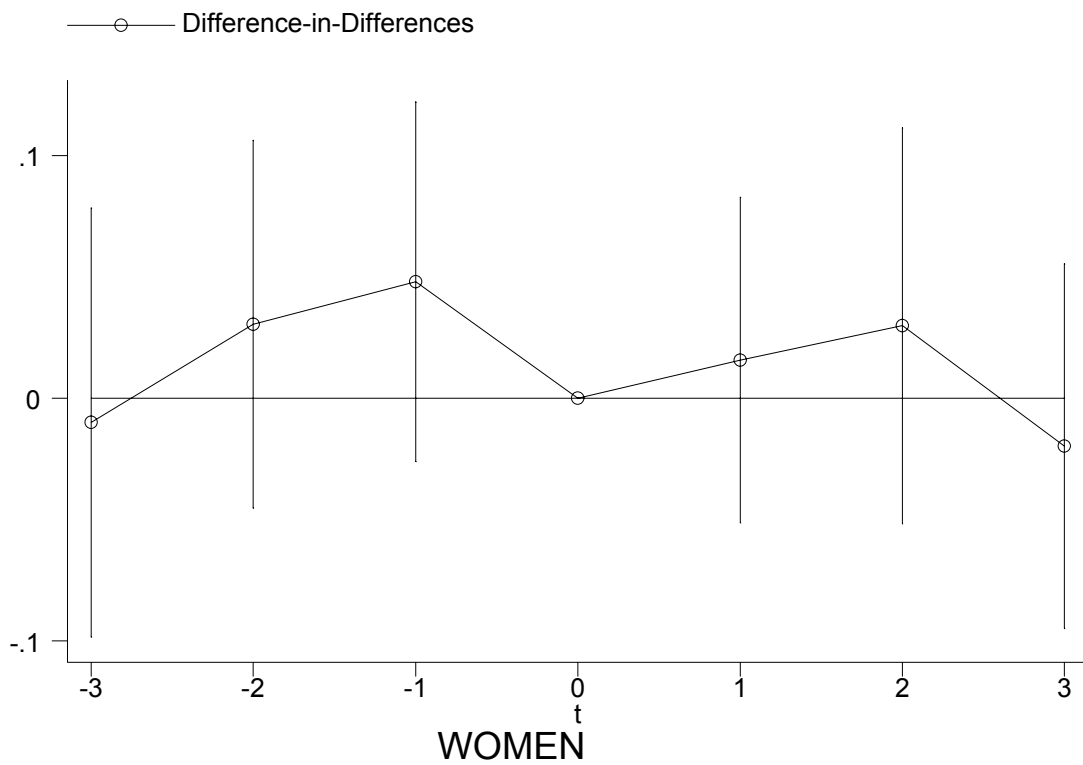


Abbildung 3: Matching-Schätzer für die Lohnentwicklung (Männer)

Discussion Paper Series

Mannheim Research Institute for the Economics of Aging Universität Mannheim

To order copies, please direct your request to the author of the title in question.

Nr.	Autoren	Titel	Jahr
79-05	Franz Rothlauf Daniel Schunk Jella Pfeiffer	Classification of Human Decision Behavior: Finding Modular Decision Rules with Genetic Algorithms	05
80-05	Lothar Essig	Methodological aspects of the <i>SAVE</i> data set	05
81-05	Lothar Essig	Imputing total expenditures from a non-exhaustive list of items: An empirical assessment using the <i>SAVE</i> data set	05
82-05	Mathias Sommer	Trends in German households' portfolio behavior – assessing the importance of age- and cohort- effects	05
83-05	Lothar Essig	Household Saving in Germany: Results from <i>SAVE</i> 2001-2003	05
84-05	Lothar Essig	Precautionary saving and old-age provisions: Do subjective saving motive measures work?	05
85-05	Axel Börsch-Supan Lothar Essig	Personal assets and pension reform: How well prepared are the Germans?	05
86-05	Lothar Essig	Measures for savings and saving rates in the German <i>SAVE</i> data set	05
87-05	Felix Freyland ed. by Axel Börsch-Supan	Household Composition and Savings: An Overview	05
88-05	Felix Freyland ed. by Axel Börsch-Supan	Household Composition and Savings: An Empirical Analysis based on the German SOEP Data	05
89-05	Hendrik Jürges	Unemployment, retrospective error, and life satisfaction	05
90-05	Hendrik Jürges	Gender Ideology, Division of Housework, and the Geographic Mobility Families	05
91-05	Hendrik Jürges Wolfram F. Richter Kerstin Schneider	Teacher quality and incentives – Theoretical and empirical effects of standards on teacher quality	05
92-05	Hendrik Jürges Kerstin Schneider	Dynamische Lohneffekte beruflicher Weiterbildung – Eine Längsschnittanalyse mit den Daten des SOEP	05