

Prey, Hedwig

Working Paper

Beschäftigungswirkungen von öffentlich geförderten Qualifizierungsmaßnahmen: Eine Paneluntersuchung für Westdeutschland

Diskussionspapier, No. 41

Provided in Cooperation with:

Department of Economics, University of Konstanz

Suggested Citation: Prey, Hedwig (1997) : Beschäftigungswirkungen von öffentlich geförderten Qualifizierungsmaßnahmen: Eine Paneluntersuchung für Westdeutschland, Diskussionspapier, No. 41, Universität Konstanz, Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung, Konstanz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/92419>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Forschungsschwerpunkt
"Internationale Arbeitsmarktforschung"

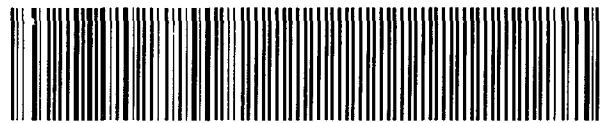
Center for International Labor Economics
(CILE)

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik
Universität Konstanz

Hedwig Prey

Beschäftigungswirkungen von öffentlich
geförderten Qualifizierungsmaßnahmen.
Eine Paneluntersuchung für Westdeutschland

W 752 (41)



Postfach 5560 D 139
78434 Konstanz
Deutschland / Germany

Diskussionspapier
41 - 1997

11. JULI 1997 Wettwirtschaft
Kiel

W 752 (41) *my/ger/gle*

Beschäftigungswirkungen von öffentlich geförderten Qualifizierungsmaßnahmen

Ein Paneluntersuchung für Westdeutschland

Hedwig Prey

764265

Diskussionspapier

Nr. 41

Juni 1997

Beschäftigungswirkungen von öffentlich geförderten Qualifizierungsmaßnahmen

Eine Paneluntersuchung für Westdeutschland

Hedwig Prey*

Juni 1997

1 Einleitung

In der Bundesrepublik Deutschland gehört die öffentliche Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen zum festen Bestandteil der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Die Bundesanstalt für Arbeit hat z.B. im Jahr 1993 für Maßnahmen der beruflichen Fortbildung und Umschulung und für Unterhaltsgeldzahlungen in Westdeutschland gut 6.8 Mrd. DM zur Verfügung gestellt.¹ Im Jahresdurchschnitt erhielten fast 200 000 Personen Unterhaltsgeld während einer Fortbildungs- oder Umschulungsmaßnahme, dies entspricht etwa 8.5 Prozent der Arbeitslosen im gleichen Zeitraum.² In Ostdeutschland wurden Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen in einem derartigen Umfang bereitgestellt, daß zwischen November 1989 und November 1993 etwa 13 Prozent der Personen im erwerbsfähigen Alter an einer öffentlichen Qualifizierungsmaßnahme teilgenommen haben.³ Vor dem Hintergrund knapper Budgets der öffentlichen Haushalte und anhaltend hoher Arbeitslosenquoten trotz beträchtlicher Anstrengungen in der aktiven Arbeitsmarktpolitik ist verständlicherweise die Evaluation öffentlich geförderter Weiterbildungsmaßnahmen zunehmend eingefordert worden, so auch zum Beispiel vom Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Lage (1995), Ziffer 399. Die vorliegende Studie möchte dieser Forderung nachkommen und untersucht die Wirkungen von Qualifizierungsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Teilnehmenden. Dabei steht die Frage nach der Wirksamkeit öffentlich geförderter Maßnahmen im Vordergrund, weshalb die Qualifizierungsmaßnahmen danach unterschieden werden, ob die Teilnehmenden durch Unterhaltsgeld von der Bundesanstalt für Arbeit gefördert werden oder nicht.

*Forschungsschwerpunkt Internationale Arbeitsmarktforschung (CILE), Universität Konstanz, Postfach 5560 <D139>, 78434 Konstanz. E-mail: prey@sonne.wiwi.uni-konstanz.de . Ich danke Wolfgang Franz, meinen Kollegen Bernd Fitzenberger und Peter Winker und den Teilnehmerinnen und Teilnehmern des Brown-Bag Seminars an der Universität Mannheim für ihre wertvollen Anregungen und Kommentare. Natürlich verbleiben alle Fehler in meiner Verantwortung.

¹s. ANBA, Jahreszahlen 1994, S. 315f.

²s. ANBA, Jahreszahlen 1994, S.29,174.

³s. Bielenski/Brinkmann/Kohler (1994).

In den letzten Jahren sind einige ökonometrische Evaluationsstudien von beruflichen Weiterbildungsmaßnahmen veröffentlicht worden. Besonderes Interesse haben Qualifizierungsmaßnahmen in Ostdeutschland gefunden, da das Ausmaß der Beteiligung der Bevölkerung überaus groß ist.⁴ Für Westdeutschland existieren vor allem Arbeiten zu den Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen für beschäftigte Personen⁵, bislang gibt es jedoch nur wenige Untersuchungen, die sich auch für Westdeutschland explizit mit den Wirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen für nicht beschäftigte Personen auseinandersetzen. Insbesondere die kürzlich erschienenen Arbeiten von Hujer/Maurer/Wellner (1997a, 1997b) sind hier aber zu nennen. Dabei werden die Effekte von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen auf die Dauer der Arbeitslosigkeit untersucht und positive Wirkungen dieser Maßnahmen in dem Sinne gefunden, daß sie die Dauer der Arbeitslosigkeit verkürzen. Dies wird durch die Anwendung von zwei verschiedenen methodischen Ansätzen bestätigt, allerdings können auf der Basis eines Instrumentsvariablenansatzes nur kurzfristig positive Effekte festgestellt werden. Grundlage für die Arbeiten von Hujer/Maurer/Wellner (1997a, 1997b) sind die Daten des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) für den Zeitraum 1986 bis 1994. Allerdings wurde nicht danach unterschieden, ob die Weiterbildungsmaßnahmen öffentlich gefördert wurden oder nicht.

Die vorliegende Arbeit versucht, diese Lücke für Westdeutschland zu schließen. Auf Basis der ersten zehn Wellen des GSOEP für den Zeitraum 1984 bis 1993 wird die Wirkung von Qualifizierungsmaßnahmen auf die zukünftige Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Personen mit Hilfe eines dynamischen Random-Effects-Modells untersucht. Außerdem werden mögliche Verzerrungen aufgrund der Panelmortalität und der Teilnahme an einer Weiterbildungsmaßnahme berücksichtigt. Die öffentliche Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen erstreckt sich zwar auf verschiedene Arten der Förderung wie die Übernahme von Teilnahmekosten, oder die institutionelle Förderung, doch charakterisiert die Zahlung von Unterhaltsgeld durch die Bundesanstalt für Arbeit während einer Qualifizierungsmaßnahme vorwiegend die Förderung von Vollzeitmaßnahmen mit einer Mindestdauer von zwei Wochen und einer Höchstdauer von zwei Jahren. Insofern stellt die Kategorie "Zahlung von Unterhaltsgeld" eine der wichtigsten Merkmale einer an der Zielgruppe der Arbeitslosen orientierten öffentlichen Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahme dar. Zudem machten Unterhaltsgeld-Zahlungen bei Weiterbildungsmaßnahmen z.B. im Jahr 1993 knapp zwei Drittel der Ausgaben der BA für die berufliche Fortbildung und Umschulung aus.⁶ Aus diesem Grund werden die untersuchten Weiterbildungsmaßnahmen danach unterschieden, ob sie durch Unterhaltsgeld gefördert wurden oder nicht.

Das weitere Vorgehen gliedert sich wie folgt: im nächsten Abschnitt geht es anhand des zugrundeliegenden Datensatzes um eine kurze Diskussion von methodischen Problemen, die sich bei der Evaluation solcher arbeitsmarktpolitischer Programme ergeben und um mögliche Lösungsansätze für diese Probleme. Nach einer kurzen Darstellung der ökonomischen

⁴Zu Evaluationsstudien von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen in Ostdeutschland siehe z.B. Lechner (1995, 1996a, 1996b), Eichler/Lechner (1996) und Fitzenberger/Prey (1996,1997).

⁵siehe z.B. Pannenberg (1995), Pischke (1996) und Pfeiffer/Brade (1995)

⁶ANBA, Jahreszahlen 1994, S. 315f.

metrischen Spezifikation werden dann die Ergebnisse der Schätzungen für die Wirkung von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit der teilnehmenden Personen vorgestellt.

2 Methodische Probleme bei der Evaluation von Weiterbildungsmaßnahmen

Um die Wirkung von Weiterbildungsmaßnahmen zu evaluieren, bedarf es eines sorgfältigen Vorgehens. Denn berufliche Veränderungen im Anschluß an die Teilnahme von Qualifizierungsmaßnahmen sollten eindeutig der Wirkung der Maßnahme zugewiesen werden können und nicht etwa einer speziellen Charaktereigenschaft der Teilnehmenden oder eines Kriteriums, das zur Teilnahme qualifizierte und auch für sich selbst genommen eine Wirkung auf das Erfolgskriterium gehabt hätte. Zur Verdeutlichung sei einmal angenommen, daß die Wahrscheinlichkeit, daß eine Person im Anschluß an eine Maßnahme beschäftigt ist⁷, das Erfolgskriterium ist, das für die Evaluation herangezogen wird. Einfache Verbleibsuntersuchungen vergleichen dann bei ehemaligen Maßnahmeteilnehmern den Anteil der beschäftigten Personen nach der Maßnahme mit der Beschäftigungsquote dieser Gruppe vor Maßnahmebeginn. Erhöht sich der Anteil der Beschäftigten nach der Maßnahme, so wird dies dann als Erfolg bewertet. Ein solcher "Nachher-Vorher Vergleich" wird jedoch dem Problem nicht gerecht, da ein erhöhter Beschäftigungsanteil unter Teilnehmenden nach der Maßnahme auch auf veränderte Rahmenbedingungen auf dem Arbeitsmarkt oder auf konjunkturelle Einflüsse zurückzuführen sein könnte. Insofern sollte die Beschäftigungsentwicklung von Teilnehmenden mit der Beschäftigungsentwicklung von Nichtteilnehmenden verglichen werden, d.h. es muß eine Vergleichsgruppe gefunden werden. Ein weiterer Grund, warum der Maßnahmeeffekt über- oder unterschätzt werden kann, liegt darin, daß die Gruppe der Teilnehmenden besondere arbeitsmarktrelevante Charakteristika aufweist, die deren Beschäftigungsentwicklung auch ohne die Qualifizierungsmaßnahme anders als bei der Vergleichsgruppe beeinflusst hätten, sogenannte Selektionseffekte. Ein vollkommen unverzerrter Maßnahmeeffekt auf der individuellen Ebene könnte deshalb nur dadurch gemessen werden, indem die Beschäftigungssituation einer teilnehmenden Person nach der Qualifizierungsmaßnahme (QM im Weiteren) mit der hypothetischen Beschäftigungssituation der selben Person bei Nichtteilnahme verglichen wird. Letzteres ist aber nicht beobachtbar.

Dieses Problem kann dadurch angegangen werden, indem versucht wird, die Personen der Vergleichsgruppe so auszuwählen, daß möglichst keine systematischen Unterschiede in den arbeitsmarktrelevanten Eigenschaften zwischen der Teilnehmendengruppe und der Vergleichsgruppe mehr bestehen. Dieses Vorgehen wird z.B. bei sogenannten kontrollierten Experimenten gewählt. Dabei wird aus allen teilnahmeberechtigten Personen eine Gruppe

⁷Ein anderes Erfolgskriterium kann die Wirkung von Qualifizierungsmaßnahmen auf die Verdiensthöhe einer Person darstellen, was z.B. in den USA bei den meisten Evaluationsstudien für öffentliche Weiterbildungsmaßnahmen der Fall ist.

als Vergleichsgruppe per Los gewählt (im experimentellen Kontext handelt es sich dann um eine Kontrollgruppe), die dann von der QM-Teilnahme ausgeschlossen wird und deren Beschäftigungs- bzw. Verdienstentwicklung schließlich als Vergleichsmaßstab für die teilnehmenden Personen dient. Die Idee eines solchen Experiments besteht darin, daß die Teilnahmeauswahl ursprünglich sowohl für Kontroll- als auch Trainingsgruppe gegeben ist und daß damit – so die Annahme – alle Selektionseffekte gleichermaßen für beide Gruppen zutreffen. Der Vergleich im Erfolgskriterium bei beiden Gruppen liefert dann einen unverzerrten durchschnittlichen Maßnahmeeffekt. Eine andere Möglichkeit besteht im nicht-experimentellen, ökonometrischen Vorgehen, wie es auch in dieser Untersuchung gewählt wurde. Hierbei wird versucht, für möglichst alle relevanten Selektionseffekte ökonometrisch zu kontrollieren und den durchschnittlichen Maßnahmeeffekt durch eine Teilnahmedummy abzubilden.

Die Selektionsproblematik soll anhand einiger Statistiken auf Basis des GSOEP verdeutlicht werden: Der dieser Arbeit zugrundeliegenden Datensatz erfaßt 7522 Personen, die im Jahr 1984 zwischen 21 und 54 Jahre alt waren. Davon haben im betrachteten Zeitraum 1984 bis 1993 insgesamt 484 Personen (6.4 %) Personen an Qualifizierungsmaßnahmen ohne Unterhaltsgeldförderung und 120 Personen (1.6 %) an QM mit Unterhaltsgeldförderung teilgenommen. 33 Personen partizipierten in diesem Zeitraum an beiden Arten von Qualifizierungsmaßnahmen, sie werden im Folgenden der QM(mUG)-Gruppe zugeordnet. 6951 Personen (92.4 %) nahmen während dieses Zeitraums an keiner solchen QM teil. Vergleicht man einmal diese drei Gruppen "QM(oUG)" (für QM-Teilnehmende *ohne* Unterhaltsgeldförderung), "QM(mUG)" (Für QM-Teilnehmende *mit* Unterhaltsgeldförderung) und "keine-QM" (für Personen, die nicht an einer QM teilgenommen haben) nach verschiedenen Eigenschaften wie Durchschnittsalter, Ausbildungsabschluß, Familienstand, und dem Beschäftigungsstatus, so werden die Unterschiede zwischen Teilnehmenden an solchen Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen (QM(oUG) und QM(mUG)) und Nichtteilnehmenden (keine-QM) sofort deutlich. Tabelle 1 enthält beispielhaft für das Jahr 1990 einige deskriptive Statistiken für die drei Personengruppen.

Wie zu sehen ist, sind beide Gruppen an QM-Teilnehmenden, QM(oUG) und QM(mUG), im Durchschnitt fast 6 Jahre jünger als Personen, die während des Zeitraums nicht an einer QM teilnehmen. Der Anteil von Frauen und von Ausländern an den QM-Teilnehmenden liegt ebenso deutlich niedriger als bei der Referenzgruppe der Nichtteilnehmenden, keine-QM. Was den höchsten beruflichen Ausbildungsabschluß betrifft, so ist aus Tabelle 1 zu erkennen, daß QM-Teilnehmende fast durchweg besser qualifiziert sind als Personen, die nicht an einer QM teilnehmen. Insbesondere bei Teilnehmenden an Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen ohne Unterhaltsgeldförderung ist der Anteil an Akademiker(inne)n noch höher als bei Unterhaltsgeld-geförderten QM-Teilnehmenden. Ein weiterer deutlicher Unterschied zwischen den drei Gruppen ergibt sich aus dem Beschäftigungsgrad. QM(oUG)-Teilnehmende weisen einen sehr viel höheren Beschäftigungsgrad als QM(mUG)-Teilnehmende oder Personen der Referenzgruppe auf. Dabei handelt es sich zu einem großen Teil um Angestellte oder Beamte. Bei QM(mUG)-Teilnehmenden liegt der Anteil von Angestellten und Beamten deutlich niedriger als bei der QM(oUG)-Gruppe,

Tabelle 1: Unterschiede zwischen Personen, die zwischen 1984 und 1993 an Weiterbildungsmaßnahmen teilnehmen und solchen, die nicht teilnehmen

1990	QM(oUG)	QM(mUG)	keine-QM	alle
Zahl der Personen im Sample	451	120	6951	7522
davon gültige Antworten im Jahr 1990*	353	98	4029	4480
durchschnittliches Alter (Jahre)	38.9	36.4	44.6	44.0
Anteil Frauen (%)	34.0	44.9	53.3	51.6
Anteil Ausländer (%)	8.8	8.2	31.6	29.3
ohne Berufsausbildung (%)	8.0	20.5	36.5	33.0
Berufsfachschule/ Sonst. Berufsabschluß (%)	13.3	7.1	13.6	13.4
Lehre, Schule des Gesundheitswesens (%)	47.0	50.0	35.5	36.7
Fachschule, Beamtenausbildung (%)	17.8	15.3	7.2	8.2
Hochschulabschluß (Uni,FH)(%)	13.9	7.1	7.2	7.7
beschäftigt in t^{**} (%)	89.2	71.4	68.2	69.9
dar. Arbeiter/in (%)	24.8	38.6	51.3	48.3
dar. Angestellte(r), Beamte(r) (%)	71.4	54.3	40.0	43.4
dar. Selbständige(r) (%)	3.8	7.1	8.4	7.9
beschäftigt in $t - 1$ (%)	89.5	65.3	67.0	68.8

* bei den Gruppen der QM(oUG)- oder QM(mUG)-Teilnehmenden bedeutet dies hier nicht notwendigerweise auch eine Teilnahme an einer QM im Jahr 1990 sondern lediglich, daß diese Personen während des gesamten Zeitlaufs mindestens einmal an einer solchen QM teilgenommen haben. Personen, die sowohl an QM(oUG) als auch an QM(mUG) teilgenommen haben, werden der QM(mUG)-Gruppe zugeordnet. Dies trifft auf 33 der 120 QM(mUG)-Personen zu.

** t: Zeitpunkt der Befragung; für die Information zur Stellung im Beruf addieren sich die Prozentzahlen nicht immer exakt zu 100, da in wenigen Fällen (11 Personen) keine Angaben dazu gemacht wurden.

QM(oUG): Personen, die zwischen 1984 und 1993 an einer Qualifizierungsmaßnahme teilnehmen, aber nicht durch Unterhaltsgeld gefördert werden. QM(mUG): Personen, die zwischen 1984 und 1993 an einer Qualifizierungsmaßnahme teilnehmen und durch Unterhaltsgeld gefördert werden. keine-QM: Personen, die zwischen 1984 und 1993 an keiner Qualifizierungsmaßnahme teilnehmen.

aber immer noch um gut 14 Prozentpunkte über dem der Referenzgruppe. Der Beschäftigungsgrad der einzelnen Gruppen im Vorjahr, 1989 in diesem Fall, liegt wiederum bei den QM(oUG)-Teilnehmern am höchsten, bei QM(mUG)-Teilnehmenden leicht niedriger als bei der Referenzgruppe der Nichtteilnehmenden. Damit ergibt sich ein recht deutliches Bild über die relativ gute Alters- und Ausbildungsstruktur von QM-Teilnehmenden, insbesondere von solchen Personen, die an nicht durch Unterhaltsgeld geförderten Maßnahmen teilnehmen. Auch die Merkmale bezüglich des Beschäftigungsgrades der QM(mUG)-Gruppe deuten nicht darauf hin, daß es sich bei den QM(mUG)-Teilnehmenden um eine besonders benachteiligte Gruppe auf dem Arbeitsmarkt handelt. Damit stellt sich natürlich auch die Frage nach einer adäquaten Zielgruppenorientierung bei solchen Maßnahmen. Es ist andererseits aber auch unklar, ob dies nicht auf die Qualifizierungsmaßnahme zurückzuführen ist.

Ein einfacher "Vorher-Nachher-Vergleich" sollte zeitliche oder konjunkturelle Effekte auf die Beschäftigungssituation berücksichtigen. Der Verdeutlichung des Selektionseffekts einer

QM ohne Einbeziehung weiterer persönlicher Merkmale soll eine einfache Regression mit den vorliegenden Daten dienen. Dazu wird für alle Personen, die nicht an einer QM teilnehmen, keine-QM⁸, die Beschäftigungswahrscheinlichkeit mit einer latenten Variable Y_{it}^* in Abhängigkeit von Zeitdummies für die Jahre 1984 bis 1993 modelliert. Zusätzlich werden in jedem Jahr die Personen mit einer Dummy in die Schätzung mit einbezogen, die seit dem jeweils letzten Befragungszeitpunkt eine QM abgeschlossen haben (QM (t+1)) und jene Personen, die bis zum jeweils darauffolgenden Jahr eine QM beginnen werden (QM (t-1)). Diese Dummies werden für beide Arten von Qualifizierungsmaßnahmen, QM(mUG) und QM(oUG), getrennt in die Regression miteinbezogen⁹.

Die folgende Gleichung zeigt die Ergebnisse dieser Regression, wobei die Standardfehler in Klammern aufgeführt sind (mit * gekennzeichnete Koeffizienten beziehen sich auf ein Signifikanzniveau von 5 Prozent):

$$\begin{aligned}
 Y_{it}^* = & \quad 0.496^* D84 - 0.018 D85 - 0.050^* D86 - 0.055^* D87 - 0.072^* D88 - \\
 & \quad (0.016) \quad (0.023) \quad (0.024) \quad (0.025) \quad (0.025) \\
 & - 0.072^* D89 - 0.019 D90 - 0.022 D91 - 0.083^* D92 - 0.144^* D93 + \\
 & \quad (0.026) \quad (0.026) \quad (0.026) \quad (0.027) \quad (0.027) \\
 & + 0.689^* QM(oUG)_{t-1} + 0.827^* QM(oUG)_{t+1} - \\
 & \quad (0.083) \quad (0.087) \\
 & - 0.115 QM(mUG)_{t-1} + 0.063 QM(mUG)_{t+1} + \varepsilon_{it} . \\
 & \quad (0.145) \quad (0.146) \\
 \text{mit } Y_{it} = & \quad \begin{cases} 1 \text{ für } Y_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ für } Y_{it}^* \leq 0 \end{cases} ,
 \end{aligned}$$

Die Effekte der QM zeigen sich so durch Niveaushiftungen der Beschäftigungsentwicklung relativ zur Vergleichsgruppe. Die Beschäftigungssituation von Personen, die kurz vor einer Qualifizierungsmaßnahme ohne Unterhaltsgeldförderung stehen, ist demnach deutlich besser als bei der Vergleichsgruppe, was auf positive Selektionseffekte hindeutet. Personen, die gerade eine solche QM beendet haben, weisen ein noch höheres durchschnittliches Niveau auf. Anders ist das Bild jedoch bei Personen, die an einer QM teilnehmen und durch Unterhaltsgeld gefördert werden. Die geschätzten Koeffizienten sind nicht signifikant von Null verschieden, eine von der Vergleichsgruppe abweichende Beschäftigungsentwicklung wird damit in diesem einfachen Modell verworfen. Leider sind die Fallzahlen zu Personen, die durch Unterhaltsgeld gefördert werden, relativ gering, weshalb auch dies ein Grund für große Standardfehler in der Regression sein könnte. Statistisch nicht gesichert ergibt sich jedenfalls ein relativ zur Vergleichsgruppe der Nichtteilnehmenden etwas niedrigeres Beschäftigungsniveau bei QM(mUG)-Personen, die kurz vor einer Qualifizierungsmaßnahme stehen und ein etwas höheres Niveau bei solchen Personen, wenn sie die QM gerade beendet haben.

⁸Dies betrifft im Jahr 1984 6951 Personen. Mit Panelausfällen ergeben sich für die "keine-QM"-Gruppe für den Zeitraum von 1984 bis 1993 insgesamt 44833 Beobachtungen.

⁹Damit ergeben sich zusätzlich 765 Beobachtungen über den Zeitraum für die QM(oUG)-Gruppe und 157 Beobachtungen für die QM(mUG)-Gruppe. Es existieren für 5 Beobachtungen Überschneidungen, so daß das gesamte Sample für die Regression aus 45750 Beobachtungen besteht.

Ein einfacher Vergleich der Beschäftigungssituation von Personen, die gerade eine QM beendet haben und der Vergleichsgruppe (z.B. "QM(oUG)(t+1)" und "keine-QM"), würde sich auf die Differenz der durchschnittlichen Beschäftigungsniveaus beider Gruppen beziehen und zumindest bei Teilnehmenden an Qualifizierungsmaßnahmen ohne Unterhaltsgeldförderung den Maßnahmeeffekt weit überschätzen, da diese Personengruppe auch vor der Maßnahme ("QM(oUG)(t-1)") bereits ein sehr viel höheres Beschäftigungsniveau besitzt. Ein einfacher Vorher-Nachher-Vergleich (z.B. "QM(oUG)(t+1)" und "QM(oUG)(t-1)") würde dagegen alle möglichen persönlichen Faktoren, die die individuelle Beschäftigungsentwicklung zwischen (t+1) und (t-1) beeinflusst haben könnten, die aber nicht der QM zuzuschreiben sind, vernachlässigen und ebenfalls ein verzerrtes Bild abgeben.

Mit einer ökonometrischen Analyse wird versucht, den Aspekt der Selektionsverzerrung zu berücksichtigen und damit den tatsächlichen Maßnahmeeffekt zu isolieren. Bei der Schätzung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit werden dann für eine Stichprobe, die sowohl teilnehmende Personen als auch nichtteilnehmende Personen umfaßt, neben einer Dummyvariable Q_{it} , die den Maßnahmeeffekt auffangen soll, eine Reihe von Kovariaten X_{it} mit einbezogen, die für möglichst alle relevanten beobachtbaren Charakteristika einer Person kontrollieren sollen, die deren Beschäftigungswahrscheinlichkeit beeinflussen. Sei Y_{it}^* eine latente Variable, die die Wahrscheinlichkeit einer Person i , zum Zeitpunkt t beschäftigt zu sein, in kontinuierlicher Form abbildet. Der Maßnahmeerfolg (oder -mißerfolg) würde dann durch den Koeffizienten λ in einer Regressionsgleichung des folgenden Typs gemessen:

$$Y_{it}^* = X_{it}'\beta + \lambda q_{it} + \varepsilon_{it} \quad , \quad Y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ für } Y_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ für } Y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

wobei die Dummyvariable q_{it} den Wert eins annimmt, wenn eine Person an einer Qualifizierungsmaßnahme teilgenommen hat und den Wert null bei Nichtteilnahme. Wird weiterhin angenommen, daß die Teilnahme an einer Maßnahme von bestimmten Charakteristika Z_{it} (wie z.B. das Herkunftsland bei Sprachkursen für Aussiedler) abhängt, so kann q_{it} als latente Variable q_{it}^* dargestellt werden:

$$q_{it}^* = Z_{it}'\delta + v_{it} \quad , \quad q_{it} = \begin{cases} 1 \text{ für } q_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ für } q_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

Selektionsverzerrungen bei der Schätzung der Effekte der Maßnahme auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit treten dann auf, wenn entweder beobachtbare (Z_{it}) oder unbeobachtbare (v_{it}) Charakteristika einer teilnehmenden Person nicht unabhängig vom Fehlerterm der Beschäftigungsgleichung sind, d.h. wenn gilt:

$$E(Z_{it}\varepsilon_{it}) \neq 0 \quad \text{und/oder} \quad (3)$$

$$E(v_{it}\varepsilon_{it}) \neq 0 \quad (4)$$

Es gibt im wesentlichen zwei diskutierte Strategien zur Evaluation. Die experimentelle Strategie versucht das Problem der Selektionsverzerrung dadurch zu umgehen, daß eine

zufällige Selektion in eine Maßnahme durch sogenannte soziale Experimente künstlich erzeugt wird. Die Personen, die (zufällig, z.B. per Los) nach diesem Auswahlmechanismus nicht an der Maßnahme teilnehmen, fungieren im Anschluß als Kontrollgruppe und deren Beschäftigungs- oder Verdienstentwicklung wird mit der der Teilnehmenden verglichen. Alle sich ergebenden Unterschiede in den Erfolgsindikatoren sind dann auf die Maßnahme zurückzuführen, da sich persönliche Charakteristika von Teilnehmenden und Nichtteilnehmenden aufgrund des Auswahlmechanismus nur noch rein zufällig unterscheiden. In Deutschland existieren bisher noch keine derartigen Experimente für die Wirkungsanalyse arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen, weshalb hier auf diese Methodik und ihre Probleme nicht weiter eingegangen wird, s. dazu Ashenfelter(1989), Ashenfelter/Card (1985), Björklund (1989) und Heckman/Smith (1995).

Das nicht-experimentelle Vorgehen stützt sich auf Ansätze, die das Selektionsproblem durch ökonometrische Methoden zu lösen versuchen. Dies kann zum einen dadurch geschehen, daß die Selektion in die Maßnahme selbst ökonometrisch modelliert wird (im Sinne der Gleichung 2), indem beobachtbare Eigenschaften einer Person, die die Teilnahme mitbestimmen, Z_{it} – wie die oben diskutierten Variablen Alter, berufliche Qualifikation, und der Beschäftigungsstatus in der Vorperiode –, möglichst umfassend berücksichtigt werden. Dadurch wird die Korrelation zwischen v_{it} und ε_{it} aufgefangen und die Variablen Z_{it} in die Beschäftigungsgleichung einbezogen. Geschätzt würde dann ein sogenannter (linearer) Kontrollfunktionsschätzer, der den Maßnahmeeffekt konsistent abbildet, s. Heckman/Hotz (1989, S.865). Beruht die Selektion zur Maßnahmeteilnahme auf unbeobachtbaren Eigenschaften (so daß die Abhängigkeit zwischen den Fehlertermen selbst nach Kontrolle für Z_{it} nicht beseitigt werden konnte), so kann dies durch feste oder zufällige Individualeffekte (fixed-effects und random-effects Schätzer) berücksichtigt werden, s. dazu Heckman/Hotz (1989). Eine solche Vorgehensweise wurde auch für die vorliegende Untersuchung gewählt. Eine anderes Vorgehen bei der Evaluierung solcher Programme ist in den letzten Jahren verstärkt diskutiert worden, das sogenannte "matching", das z.B. von Lechner (1996a, 1996b) für die Evaluation von Qualifizierungsmaßnahmen in Ostdeutschland, sowie von Hujer/Maurer/Wellner (1997b) für Westdeutschland angewandt wurde. Die Idee des matching ist, zu jeder teilnehmenden Person eine nichtteilnehmende Person zu finden, die eine möglichst identische Partizipationsneigung bzw. -wahrscheinlichkeit an der Qualifizierungsmaßnahme aufweist und anhand dessen Paare zu bilden. Der durchschnittliche Unterschied im Erfolgskriterium zwischen den beiden Teilen eines Paares über alle Paare hinweg wird dann als Maßnahmeeffekt identifiziert.

3 Empirische Untersuchung

3.1 Ökonometrische Spezifikation

Das hier gewählte ökonometrische Modell basiert auf den Arbeiten von Heckman/Hotz (1989) und Heckman/Hotz/Dabos (1987) und wurde auch schon für eine Analyse der

Wirkungen von Qualifizierungsmaßnahmen für Ostdeutschland angewandt, s. Fitzenberger/Prey (1996) und Fitzenberger/Prey (1997). Die Teilnahmeentscheidung an der Qualifizierungsmaßnahme wird explizit im Sinne der Gleichung 2 modelliert und es wird der Einfluß eines zeitinvarianten individualspezifischen Effekts (für die Berücksichtigung von individueller Heterogenität) in Form eines random-effects berücksichtigt. Zudem schlagen Heckman/Hotz (1989) eine Reihe von Tests vor, die zur Kontrolle der adäquaten Berücksichtigung der Selektionsverzerrung dienen. Der hier angewandte Test ist der sogenannte "preprogram-Test". Er besteht in der Ergänzung der Beschäftigungsgleichung um eine Dummyvariable, die anzeigt, ob eine Person *in der Zukunft* einmal an einer Qualifizierungsmaßnahme teilnehmen wird – soweit dies durch die Datenbasis bekannt ist. Ist für alle beobachtbare und unbeobachtbare Charakteristika, die eine mögliche Teilnahme bestimmen, kontrolliert, so sollte der Effekt dieser Dummy auf das Erfolgskriterium nicht signifikant verschieden von Null sein. Eine signifikante preprogram-Dummy würde nämlich, so Heckman/Hotz, anzeigen, daß sich die Teilnehmenden, gegeben die durch die anderen Regressoren aufgegriffenen persönlichen Merkmale, auch vor der Maßnahme von den Nichtteilnehmenden bereits in dem Erfolgskriterium unterscheiden. Somit würde ein möglicher Maßnahmeeffekt immer noch durch Selektionseffekte verzerrt sein. Anders als bei Heckman/Hotz führt hier jedoch ein womöglich signifikanter Koeffizient dieser Dummy nicht zur Ablehnung des ökonometrischen Modells aufgrund der insadäquaten Berücksichtigung der Selektionsverzerrung, sondern wird explizit interpretiert als *Maßgröße für diese Selektionsverzerrung*. Der durch den Koeffizienten λ aus Gleichung 1 gemessene Effekt der Qualifizierungsmaßnahme auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit ist dann relativ zu diesem Selektionsmaß, dem Koeffizienten der preprogram-Dummy, zu interpretieren und wird durch die Differenz beider Koeffizienten repräsentiert.

Für die Schätzung des simultanen dynamischen Probitmodells werden Indikatorvariablen für den Panelverbleib A_{it} , die Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme Q_{it} und den Beschäftigungsstatus E_{it} einer Person i zum Zeitpunkt t erzeugt.¹⁰ Diese werden durch latente Variablen abgebildet, die ihrerseits von verschiedenen Regressoren und zeitinvarianten zufälligen Individualeffekten abhängen. Die Dummy für den Panelverbleib zeigt an, ob für eine Person der komplette Beobachtungsvektor für die Modellierung der Qualifizierungsteilnahme und des Beschäftigungsstatus vorhanden ist. Das ermöglicht es, Personen, die nur zeitweise nicht an der Befragung teilnahmen, später wieder in die Schätzung mitaufzunehmen. Die Indikatorvariable für den Beschäftigungsstatus zeigt an, ob eine Person erwerbstätig ist oder nicht, wobei der Status "nicht erwerbstätig" sowohl Arbeitslose als auch andere nicht erwerbstätige Personen umfaßt.

Die Indikatorvariable für die Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme schließlich nimmt den Wert eins an, wenn sich eine Person zum Zeitpunkt t gerade in einer beruflichen Fortbildungs- oder Umschulungsmaßnahme befindet. Hat eine Person einmal an einer Qualifizierungsmaßnahme teilgenommen, so wird der Effekt auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit zusätzlich aufgesplittet in einen kurzfristigen Effekt

¹⁰Für eine ähnliche Darstellung der ökonometrischen Vorgehensweise siehe auch Fitzenberger/Prey (1996) und Fitzenberger/Prey (1997).

$QM_{kurzfr.}^{POST}$, der den Wert eins nur in der unmittelbar auf die QM folgenden Periode annimmt, und in einen längerfristigen Effekt, $QM_{langfr.}^{POST}$, der den Wert eins für alle Perioden nach der QM annimmt. Zusätzlich dazu kommen die preprogram-Regressoren, die ebenfalls in einen kurzfristigen Effekt (eine Periode vor Beginn der Maßnahme), $QM_{kurzfr.}^{PRE}$, und einen längerfristigen Effekt (jede Periode vor der Maßnahme), $QM_{langfr.}^{PRE}$, aufgesplittet werden und die gemäß Heckman/Hotz (1989), wie oben beschrieben, das beschäftigungsrelevante Selektionsniveau abbilden sollen. Dabei werden für die beiden Arten von Qualifizierungsmaßnahmen und wiederum für Männer und Frauen getrennte Schätzungen durchgeführt. In der Schätzung "QM(oUG)" werden nur solche Personen betrachtet, die entweder an einer nicht-Unterhaltsgeld geförderten Maßnahme, oder an überhaupt keiner Maßnahme teilgenommen haben. Dies entspricht den beiden Gruppen "QM(oUG)" und "keine-QM" aus der Tabelle 1. Für die Schätzung "QM(mUG)" wurden entsprechend die Informationen für alle Personen benutzt, die während einer QM einmal durch Unterhaltsgeld gefördert wurden oder die der Gruppe "keine-QM" angehören.

Das Modell ist rekursiv aufgebaut: wenn für eine Person der vollständige Beobachtungsvektor vorhanden ist ($A_{it} = 1$), dann wird zunächst die Teilnahme ($Q_{it} = 1$) bzw. Nichtteilnahme ($Q_{it} = 0$) an einer Qualifizierungsmaßnahme modelliert. Nur wenn die Person nicht an einer Maßnahme teilnimmt, wird die Person für die Modellierung des Beschäftigungsstatus berücksichtigt ($E_{it} \in (0, 1)$ und $Q_{it} = 0$). Jede der latenten Variablen $Y_{it,j}^*$, mit $j \in \{A, Q, E\}$ kann in folgender Weise modelliert werden:

$$Y_{it,j}^* = X_{it,j}'\beta_j + \varepsilon_{it,j} \quad (5)$$

mit $X_{it,j}$ als Vektor von Regressoren, β als dazugehöriger Koeffizientenvektor und $\varepsilon_{it,j}$ als Fehlerterm. Für $\varepsilon_{it,j}$ sei angenommen, daß er unabhängig und identisch verteilt sei über die Individuen, jedoch wird für ein Individuum eine Korrelation über die Gleichungen j und über die Zeit zugelassen. Diese Korrelation wird durch eine zeitinvariante individualspezifische Zufallsvariable (random effect) aufgefangen. Damit kann der Fehlerterm $\varepsilon_{it,j}$ seinerseits dargestellt werden durch

$$\varepsilon_{it,j} = \rho_j \alpha_i + \nu_{it,j} \quad (6)$$

Der random effect wird durch α_i repräsentiert und $\nu_{it,j}$ ist eine zusätzliche Zufallskomponente, die unabhängig und identisch über i, j und t verteilt ist. Es sei angenommen, daß $\sigma^2(\nu_{it,j}) = \sigma^2(\alpha_i) = 1$ für alle $j \in \{A, Q, E\}$.¹¹ Der random-effects Koeffizient, ρ_j , mißt den Einfluß der individuellen unbeobachteten Heterogenität in Gleichung j .

Die bedingte Wahrscheinlichkeit (gegeben α_i und $X_{it,j}$), daß die jeweilige Indikatorvariable den Wert eins annimmt, kann dann dargestellt werden durch:

$$P(Y_{it,j} = 1 | X_{it,j}, \alpha_i) = \Phi(X_{it,j}'\beta_j + \rho_j \alpha_i) \quad (7)$$

¹¹Durch die zeitinvariante Restriktion des Fehlerterms wird eine mögliche Heteroskedastie nur eingeschränkt berücksichtigt. Theoretisch könnte zwar in jeder Welle auch die Varianz des Fehlerterms mitgeschätzt werden, praktisch führt dies jedoch zu numerischen Problemen und wurde deshalb für diese Analyse nicht verfolgt. Eine mögliche Strategie könnte auch darin liegen, für den random-effect eine Variation über die Wellen zuzulassen.

mit $\Phi(\cdot)$ als kumulativer Standardnormalverteilung. Sowohl in die Qualifizierungsgleichung als auch die Beschäftigungsgleichung gehen der Beschäftigungsstatus der Vorperiode als erklärende Variablen mit ein. Damit wird die Berücksichtigung der Beschäftigung zum Zeitpunkt 0, der hier als das Jahr 1984 gewählt wurde, notwendig. Die Wahl dieses Zeitpunktes ist durch die Datenbasis – 1984 wurde das GSOEP zum ersten Mal erhoben – willkürlich festgesetzt und nicht durch ökonomische Gegebenheiten begründet. Die einfachste Möglichkeit zur Darstellung von $Y_{i0,E}$ wäre, den Beschäftigungsstatus von 1984 als exogene Variable für die Beschäftigungswahrscheinlichkeit in 1985 ($t=1$) anzunehmen. Die andere, ebenfalls sehr einfache Möglichkeit ist anzunehmen, daß sich der Arbeitsmarkt im Jahr 1984 in einem Gleichgewicht befunden hat, wofür allerdings angesichts einer jahresdurchschnittlichen Arbeitslosenquote von 9,1 Prozent wenig spricht. Bei dem hier gewählten Vorgehen wird die Anfangsbedingung (die Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Jahr 1984) durch eine statische Funktion von Charakteristika, über die in der Welle A Information zur Verfügung steht, modelliert.

Damit werden insgesamt vier Gleichungen simultan geschätzt: die Panelbeteiligung, die Qualifizierungsgleichung, die Anfangsbedingung und die Beschäftigungsgleichung. Es wird angenommen, daß die Fehlerterme der einzelnen Gleichungen und der zufällige Individual-effekt einer multivariaten Normalverteilung unterliegen (mit einer Varianz von 1) und über die Individuen nicht miteinander korreliert sind. Weiterhin wird angenommen, daß der random effect potentielle Selektionsverzerrungen aufgrund des Antwortverhaltens, der Qualifizierungsteilnahme oder des Beschäftigungsstatus in den jeweils anderen Gleichungen auffängt und daß damit die bedingten Wahrscheinlichkeiten, gegeben die exogenen Regressoren, den random effect und (für die Qualifizierungs- und die Beschäftigungsgleichung) verzögerter endogener Variablen, jeweils unabhängig voneinander sind:

$$P(Y_{it,j} = k | Y_{it,\tau}, X_{it,j}, Y_{i(t-1),j}, \alpha_i) = P(Y_{it,j} = k | X_{it,j}, Y_{i(t-1),j}, \alpha_i) \quad , \quad (8)$$

mit $k \in (0, 1)$, $(j, \tau) \in \{A, Q, E\}$ und $j \neq \tau$. Der individuelle Beitrag zur Likelihood-Funktion kann damit als das über den random effect integrierte Produkt von der standardnormalverteilten Dichte von α_i und den (wellenspezifischen) Wahrscheinlichkeiten modelliert werden. Dabei geht die Qualifizierungs- oder die Beschäftigungsgleichung nur dann in die individuelle Likelihoodfunktion ein, wenn gilt $A_{it} = 1$. Die Log-Likelihood-Funktion für das gesamte Schätzproblem ist dann gegeben durch $L = \sum_{i=1}^N \ln(L_i)$. Die asymptotische Varianz-Kovarianz-Matrix der geschätzten Parameter wurde mit Hilfe der "Sandwich-Formel" $\hat{V} = \hat{H}^{-1} \text{OPG} \hat{H}^{-1}$ berechnet, mit H als Hesse-Matrix und OPG als dem äußeren Produkt der Gradienten der Likelihoodfunktion an der Stelle ihres Maximums.¹² Da die üblichen ökonometrischen Programmpakete für die Größe dieses Problems sich als nicht ausreichend erwiesen, wurde die Schätzung mit einem von Bernd Fitzenberger, Universität Konstanz, geschriebenen FORTRAN-Programm durchgeführt.¹³

¹²Für die numerische Integration (zum Ausintegrieren des random-effects bei der Auswertung der Likelihoodfunktion) wurde das von Butler/Moffitt (1982) vorgeschlagene Gauss-Hermite Verfahren gewählt.

¹³An dieser Stelle ein herzlicher Dank an meinen Kollegen B. Fitzenberger für die freundliche Bereitstellung dieses Programms.

3.2 Ergebnisse

Die vollständigen Ergebnisse der Schätzungen sind aus Tabelle 3 im Anhang ersichtlich. Insgesamt wurden vier Schätzungen durchgeführt: jeweils für Männer und Frauen getrennt nach den beiden Arten von Qualifizierungsmaßnahmen. Die einzelnen Teilstichproben umfassen damit die Personen der Vergleichsgruppe "keine-QM" mit den Teilnehmenden einer Qualifizierungsmaßnahme "QM(oUG)" oder "QM(mUG)". Der zentrale Schätzzeitraum erstreckt sich auf die Wellen B bis J des GSOEP. Die Informationen der Welle A wurden für die Modellierung der Anfangsbedingung genutzt, die Informationen der Welle K (1994) zum Teil noch für Variablen, die das Jahr 1993 betreffen. Dies ist zum Beispiel der Fall für die Information aus dem Kalendarium über die Einkunftsarten zum Zeitpunkt der Befragung (z.B. Unterhaltsgeld bei Fortbildung und Umschulung), da dies jeweils rückwirkend über das vergangene Jahr abgefragt wird. Um die Effekte von beruflicher Weiterbildung von den Effekten einer beruflichen Erstausbildung zu trennen, wurde zusätzlich ein Mindestalter von 21 Jahren (1984) angesetzt. Desweiteren sind Personen, die im Jahr 1984 55 Jahre oder älter waren, ebenso ausgeschlossen, um mögliche Einflüsse der Ruhestandsentscheidung zu vermeiden.

3.2.1 Panelbeteiligung

Die Attritiongleichung beschreibt für eine Person die Wahrscheinlichkeit, an der Befragung teilzunehmen ("panel response") und der gleichzeitigen Existenz des vollständigen Variablenvektors für die geschätzten Gleichungen ("item response"). Die hier durchgeführte Modellierung ist sehr sparsam in den Variablen und enthält nur geringe Unterschiede für die einzelnen Schätzspezifikationen. Bei Frauen nimmt der Einfluß des Alters auf den Panelverbleib einen konkaven Verlauf, bei Männern dagegen ist der quadratische Term nicht signifikant. Bei Männern, und ausgeprägter noch bei Frauen, ist der Panelausfall bei Personen ohne deutsche Staatsangehörigkeit sehr groß, außerdem ergibt sich ein stark signifikanter, negativer Zeittrend (das Referenzjahr ist 1993). Jedoch wird für alle vier Schätzungen eine Linearität im Zeittrend abgelehnt, siehe die Tabellen 4 und 5. Der random effect ist positiv und hoch signifikant, was einen hohen Einfluß der individuellen Heterogenität auf den Panelverbleib impliziert. Zudem ergibt sich eine signifikant negative Korrelation mit der Qualifizierungsgleichung bei der QM(oUG)-Spezifikation für Frauen und eine positive Korrelation mit der Anfangsbedingung bei den Männern. Männer, die im Jahr 1984 beschäftigt waren, verbleiben also auch in stärkerem Umfang in der Panelbefragung. Bei Frauen besteht eine signifikant negative Korrelation zwischen der Wahrscheinlichkeit, im sample zu verbleiben und der Wahrscheinlichkeit, beschäftigt zu sein, sowohl in der Anfangsbedingung als auch in der dynamischen Beschäftigungsgleichung.

3.2.2 Qualifizierungsgleichung:

Der Beschäftigungsstatus der Vorperiode wirkt sich auf die Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme bei Männern, die während der Qualifizierungsmaßnahme durch Unterhaltsgeld gefördert werden, signifikant negativ aus. D.h. Männer, die zum Zeitpunkt t arbeitslos ($E_t = 0$) sind, nehmen wahrscheinlicher an einer solchen Qualifizierungsmaßnahme in $t+1$ teil als Männer, die in t beschäftigt waren. Dies weist auf eine entsprechende Orientierung bei der Unterhaltsgeldförderung von Männern hin. Allerdings ist der Effekt bei den QM(mUG)-Frauen nicht signifikant. Aber auch dies ist vor dem Hintergrund der im Arbeitsförderungsgesetz benannten Voraussetzungen für eine Gewährung von Unterhaltsgeld nicht sehr erstaunlich, da ein explizites Ziel der Maßnahmen auch in der Förderung des Eintritts oder Wiedereintritts weiblicher Arbeitssuchender in das Berufsleben besteht, s. §43 Abs.1 Nr.3 AFG. Damit gehört die Förderung von Weiterbildungsmaßnahmen von Frauen per se schon zu einem Bestandteil der Arbeitsmarktpolitik, eine daran anknüpfende Zusatzvoraussetzung bezüglich Erfahrungen mit Arbeitslosigkeit ist nicht derart unmittelbar gegeben wie bei Männern. Bemerkenswert ist auch der Einfluß des beruflichen Ausbildungsabschlusses auf die Teilnahme an Qualifizierungsmaßnahmen. Bei durch Unterhaltsgeld geförderten Maßnahmen (QM(mUG)) scheint die Art des Ausbildungsabschlusses keine Rolle für die Teilnahme zu spielen, bei nicht durch Unterhaltsgeld geförderten Maßnahmen dagegen ist der Zusammenhang zwischen der Höhe des Ausbildungsabschlusses bei Frauen und der Qualifizierungsteilnahme sehr deutlich. Je höher der Abschluß, desto wahrscheinlicher die Teilnahme. Bei Männern ist der Zusammenhang nicht so klar, vielmehr weisen insbesondere Männer mit einem Lehrabschluß die höchste Teilnahmewahrscheinlichkeit auf, bei Akademikern dagegen ist der Einfluß nicht signifikant. Ein linearer Zeittrend wird bei den subsamples für die Männer abgelehnt (mit 0.5 bzw. 8 % Irrtumswahrscheinlichkeit), s. die Tabelle 4. Bei den Spezifikationen für die Frauen, kann die Hypothese eines linearen Zeittrends jedoch nicht abgelehnt werden, s. die Tabelle 5. Nur bei Frauen, die an einer QM teilnehmen und durch Unterhaltsgeld gefördert werden, scheint individuelle Heterogenität eine signifikante Rolle für die Teilnahmewahrscheinlichkeit zu spielen.

3.2.3 Anfangsbedingung und Beschäftigungsgleichung:

Die statisch modellierte *Anfangsbedingung* (die Wahrscheinlichkeit einer Person, im Jahr 1984 beschäftigt zu sein) enthält bei den beiden männlichen subsamples kaum Überraschendes. Der Einfluß des Alters ist signifikant und konkav mit einem Maximum bei 39,2 (QM(oUG)-sample) bzw. 39.6 (QM(mUG)-sample) Jahren. Das Niveau der beruflichen Ausbildung hat gegenüber der Referenzkategorie "keine Berufsausbildung" signifikant positive Effekte, wobei Akademiker und Personen mit einer Fachschul- oder Beamtenausbildung die höchste Beschäftigungswahrscheinlichkeit aufweisen. Auch bei den Frauen ist der Alterseinfluß signifikant und konkav, das Maximum liegt aber mit 30.2 (QM(oUG)-sample) bzw. 29.7 Jahren (QM(mUG)-sample) deutlich niedriger als bei Männern. Aka-

demikerinnen weisen die höchste Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Jahr 1984 auf. Die HHTyp-Variablen beschreiben den Haushaltstyp wie er im GSOEP vercodet wird. Dabei wird ein Haushalt danach unterschieden, ob es sich um einen Ein- oder Mehrpersonenhaushalt mit oder ohne Kindern unter 16 Jahren handelt. Während die Art des Haushaltstyps bei den Männern keine signifikante Rolle dafür spielt, ob sie 1984 beschäftigt waren oder nicht, besitzt der Familien- bzw. Haushaltshintergrund bei Frauen deutliche und signifikante Einflüsse auf deren Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Insbesondere hat der Status der alleinstehenden Frau ("single ohne Kind") einen signifikant positiven Einfluß auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit im Jahr 1984. Entsprechend wirkt sich der Haushaltstyp "Paar mit Kind" signifikant negativ auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von Frauen im Jahr 1984 aus.

In der *Beschäftigungsgleichung* ist wie erwartet eine deutlich positive und hoch signifikante Zustandsabhängigkeit in der Erwerbstätigkeit zu erkennen, sowohl bei Frauen als auch bei Männern. Zusätzlich differenziert danach, in welchem Sektor eine Person im Vorjahr beschäftigt war, ergibt sich bei Männern insbesondere in den Sektoren "Baugewerbe" und "Dienstleistungen" ein negativer und signifikanter Effekt auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit (relativ zum Durchschnitt über alle Sektoren). Bei den Frauen wirkt sich die Beschäftigung in der Vorperiode vor allem in den Bereichen "Verkehr und Nachrichtenübermittlung" und bei den "Gebietskörperschaften" (öffentlicher Dienst!) signifikant positiv auf die heutige Beschäftigungswahrscheinlichkeit aus. Die Hypothese, daß es keine sektorspezifischen Effekte gibt, wird für alle Schätzungen verworfen, siehe die Tabellen 4 und 5. Die Haushaltstyp-Variablen spielen wieder, wie schon in der Anfangsbedingung, insbesondere für die Schätzspezifikationen der Frauen eine große Rolle. Alleinstehende Frauen mit oder ohne Kind haben eine signifikant höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit als Frauen, die mit einem Partner (mit und ohne Kindern) zusammenleben. Das Alter hat sowohl bei Männern wie bei Frauen einen signifikanten Einfluß auf die Erwerbstätigkeit und folgt einem konkaven Verlauf mit einem Maximum bei 37.2 (QM(oUG)) bzw. 36.8 Jahren (QM(mUG)) für die männlichen subsamples und bei 36.0 (QM(oUG)) bzw. 35.7 Jahren (QM(mUG)) für die weiblichen subsamples. Beim Einfluß des beruflichen Ausbildungsabschlusses auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit besteht bei den Männern ein deutlicher Zusammenhang zwischen der Höhe des Ausbildungsabschlusses und der Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Bei Frauen weist dagegen nur ein Universitätsabschluß einen signifikant positiven Effekt auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit auf. Ein linearer Zeittrend kann für die beiden männlichen Spezifikationen nicht verworfen werden, für die beiden Spezifikationen der weiblichen subsamples wird er dagegen abgelehnt. Der Einfluß des random effects auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von Männern ist nicht signifikant von Null verschieden, bei Frauen besitzt individuelle Heterogenität dagegen einen signifikant negativen Einfluß auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Eine möglicher Grund für die Insignifikanz des random effects bei den Männern könnte sein, daß der Individualeffekt zeitvariant ist und sich die zeitspezifischen Einflüsse über den gesamten Zeitraum gegeneinander ausgleichen.¹⁴

¹⁴In den Untersuchungen von Fitzenberger/Prey (1996, 1997) für Ostdeutschland mit wellenspezifischen random effects mußte in Spezifikationstests die Hypothese einer Konstanz der random effects in

3.2.4 Beschäftigungswirkungen der Qualifizierungsmaßnahmen:

Die für die Fragestellung dieser Arbeit im Mittelpunkt stehenden Koeffizienten sind die der Qualifizierungsmaßnahmen in der Beschäftigungsgleichung. Wie bereits erwähnt, wird der Effekt der Qualifizierungsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit durch die beiden Dummy-Variablen $QM_{kurzfr.}^{POST}$ und $QM_{langfr.}^{POST}$ aufgefangen. Zusätzlich dazu repräsentieren die preprogram-Dummies das Ausmaß der Selektionsverzerrung, die in der Schätzung für die QM-Teilnehmenden besteht. Nach Heckman/Hotz (1989) sollten die Koeffizienten der preprogram-Variablen nicht von Null verschieden sein, um unverzerrte Effekte durch die postprogram-Variablen zu erhalten. Andererseits können aber auch signifikante preprogram Koeffizienten in Relation zu den postprogram Effekten gesehen werden. Nur wenn die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit nach der Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme auch höher liegt als das Selektionsniveau, das durch die preprogram-Variablen abgebildet wird, kann dann ein Erfolg der Maßnahme konstatiert werden. Tabelle 2 gibt noch einmal die Ergebnisse der Qualifizierungsvariablen aus der Beschäftigungsgleichung (s. Tabelle 3 im Anhang) wider.

Tabelle 2: Wirkungen von Qualifizierungsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit

	Männer		Frauen	
	QM(oUG)	QM(mUG)	QM(oUG)	QM(mUG)
$QM_{langfr.}^{PRE}$	-0.040 (-0.30)	-0.209 (-1.00)	+0.275** (2.81)	+0.163 (0.94)
$QM_{kurzfr.}^{PRE}$	+0.088 (0.31)	-0.674* (-1.87)	-0.050 (-0.25)	-0.789** (-2.37)
$QM_{kurzfr.}^{POST}$	+0.242 (1.05)	+0.999** (3.78)	+0.561** (2.26)	+0.823** (2.65)
$QM_{langfr.}^{POST}$	-0.042 (-0.39)	-0.370** (-2.02)	+0.018 (0.16)	+0.273 (1.52)

*: signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent,
 **: signifikant mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent.

Wie aus Tabelle 2 zu sehen ist, bestehen insbesondere bei den kurzfristigen preprogram-Variablen für Qualifizierungsmaßnahmen, die durch Unterhaltsgeld gefördert werden, signifikant negative Koeffizienten ($QM_{kurzfr.}^{PRE}$ für QM(mUG)). Teilnehmende Männer und Frauen scheinen demnach in Jahr vor der Qualifizierungsmaßnahme sehr niedrige Beschäftigungswahrscheinlichkeiten aufzuweisen, die die anderen Kovariaten der Schätzung nicht haben abbilden können. Die langfristigen preprogram Variablen dagegen, $QM_{langfr.}^{PRE}$, sind für die QM(mUG)-Spezifikationen nicht signifikant von Null verschieden. Bei den Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen, die nicht durch Unterhaltsgeld gefördert werden, QM(oUG), unterscheiden sich teilnehmende Frauen bereits durch die langfri-

der Beschäftigungsgleichung verworfen werden, allerdings ergaben Schätzungen des gleichen Modells ohne wellenspezifische random effects nur unwesentliche Unterschiede in den Ergebnissen.

stige preprogram-Variablen in ihrer Beschäftigungswahrscheinlichkeit signifikant positiv von der Referenzgruppe der nichtteilnehmenden Frauen. Die kurzfristigen postprogram-Variablen sind bei den Frauen und bei Männern mit Unterhaltsgeldförderung signifikant positiv. Damit scheint die Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme zumindest in der unmittelbar auf die Maßnahme folgenden Periode zu einer deutlich höheren individuellen Beschäftigungswahrscheinlichkeit zu führen. Langfristig aber verbleibt kein positiver Beschäftigungseffekt einer Qualifizierungsmaßnahme. Bei Männern, die während der QM Unterhaltsgeld erhalten haben, sinkt die Beschäftigungswahrscheinlichkeit sogar deutlich ab.

Die Einbeziehung der preprogram-Variablen relativiert das Urteil über die Beschäftigungswirkungen von Qualifizierungsmaßnahmen. Der Effekt einer Maßnahme, wie er üblicherweise durch die postprogram-Variablen, $QM_{kurzfr.}^{POST}$ und $QM_{langfr.}^{POST}$, gemessen wird, ist daher nur in seiner Abweichung von dem Selektionsniveau der Teilnehmenden, nämlich gemessen an den preprogram-Variablen, $QM_{langfr.}^{PRE}$ und $QM_{kurzfr.}^{PRE}$, korrekt festzumachen. Nimmt man die langfristigen preprogram-Variablen als Indikator für das Selektionsniveau, so muß das Urteil über die Wirkung von Unterhaltsgeld-geförderten Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit bei Männern eindeutig negativ ausfallen, denn vor der Maßnahme scheinen die Teilnehmer sich nicht signifikant von der Referenzgruppe der nichtteilnehmenden Männer zu unterscheiden, danach jedoch liegt ihre individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit signifikant unter dem der Referenzgruppe. Bei Frauen, die während einer Qualifizierungsmaßnahme durch Unterhaltsgeld gefördert werden, scheint die Maßnahme überhaupt keine signifikante Beschäftigungswirkung zu haben, weisen sie doch sowohl vor als auch nach der Maßnahme keine signifikant unterschiedlichen Beschäftigungswahrscheinlichkeiten auf zur Referenzgruppe der nichtteilnehmenden Frauen. Auch dies kann nicht als Erfolg derartiger Maßnahmen gewertet werden. Lediglich die kurzfristigen Effekte lassen eine positive Beurteilung solcher QM(mUG)-Maßnahmen zu, da sich deutlich negative Selektionsniveaus kurz vor der Maßnahme zeigen und signifikant positive Effekte, sogar relativ zur Referenzgruppe, kurz nach der Maßnahme.

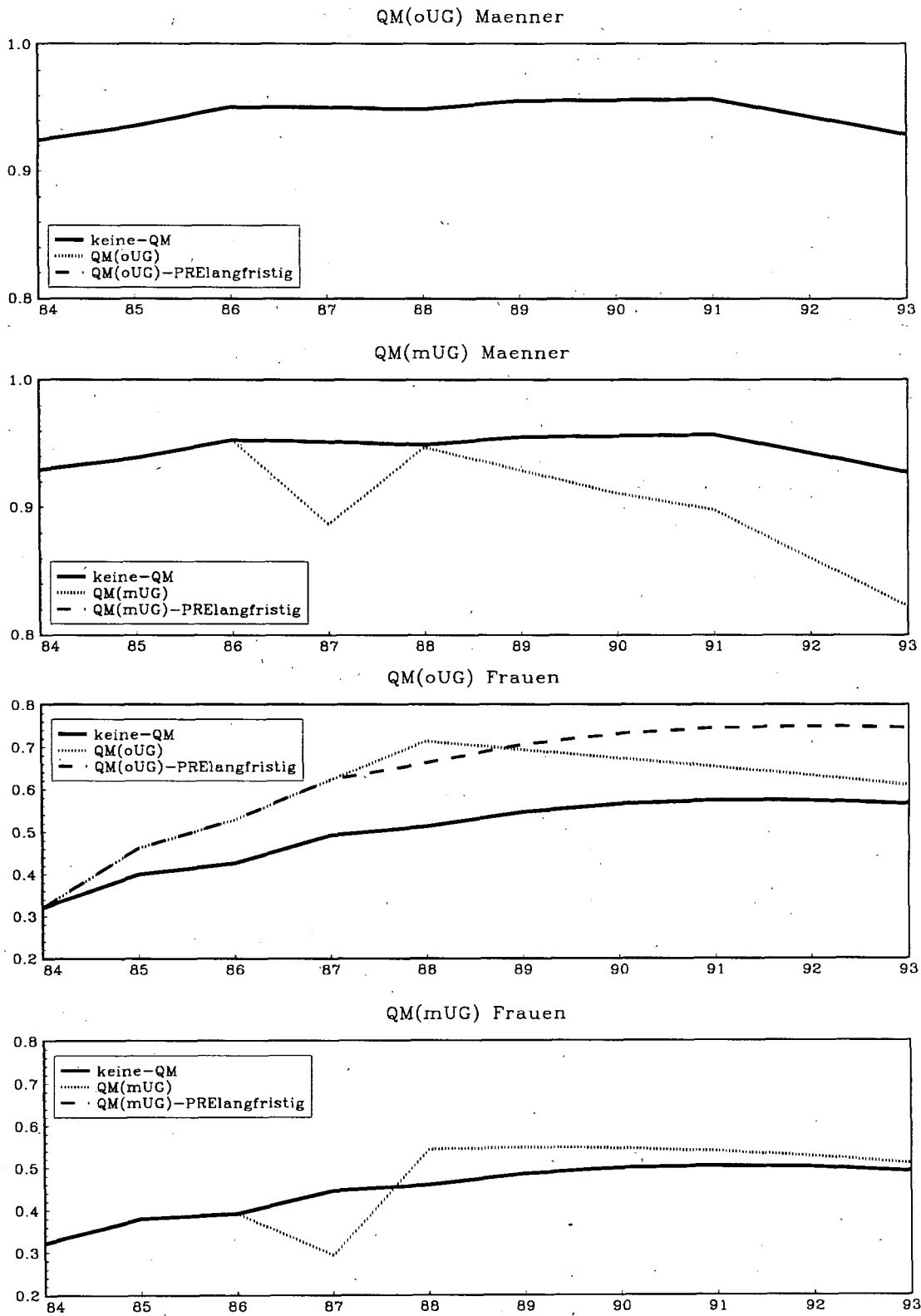
3.2.5 Simulierte Beschäftigungswahrscheinlichkeiten

Zum Abschluß sollen die geschätzten Koeffizienten für die Effekte der Qualifizierungsmaßnahmen in Form simulierter Beschäftigungswahrscheinlichkeiten für eine "typische" Person P veranschaulicht werden. Anhand der Ergebnisse der Anfangsbedingung wird die stationäre Beschäftigungswahrscheinlichkeit dieser Person im Jahr 1984 als Ausgangswahrscheinlichkeit errechnet. Für diese Person wird angenommen, daß sie im Jahr 1985 40 Jahre alt war. Wenn sie in der jeweiligen Vorperiode ($t-1$) beschäftigt war, dann wird der sektorspezifische Effekt auf die Beschäftigung in der Periode t als Durchschnitt über alle Sektoren angenommen, ebenso wie der Effekt der beruflichen Stellung als durchschnittlicher Effekt über alle Kategorien angenommen wird. Desweiteren besitzt die Person keinen beruflichen Ausbildungsabschluß, besitzt die deutsche Staatsangehörigkeit und gehört dem

Haushaltstyp "Paar mit Kind" an. Aus diesem Vektor X_i wird dann mit dem geschätzten Parametervektor aus der Beschäftigungsgleichung der jeweiligen Spezifikation die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit dieser Person im Zeitpunkt t simuliert, wobei Koeffizienten, mit einem t -Wert kleiner als 1.65 (das entspricht etwa einem Signifikanzniveau von 90 %) auf den Wert Null gesetzt werden. Abbildung 1 stellt die so simulierten Beschäftigungswahrscheinlichkeiten für die Effekte einer Qualifizierungsmaßnahme, die bis zum Jahr 1988 abgeschlossen wird, dar.

Die beiden oberen Teile der Abbildung 1 beziehen sich auf die Ergebnisse aus den Spezifikationen "QM(oUG)" und "QM(mUG)" für Männer und die beiden unteren Teile beziehen sich auf die entsprechenden Spezifikationen für Frauen. Die dick gezeichnete Linie beschreibt die Entwicklung der individuellen Beschäftigungswahrscheinlichkeit von P , wie sie sich im Zeitraum 1984 bis 1993 entwickelt hätte, wenn P an keiner Qualifizierungsmaßnahme teilgenommen hätte. Diese Linie kann daher als Vergleichsmaßstab dienen, solange kein signifikantes Selektionsniveau in den Schätzungen gefunden wurde. Bei der Spezifikation QM(oUG)-Frauen war dies aber zum Beispiel der Fall. Frauen, die an nicht durch Unterhaltsgeldgeförderten Maßnahmen teilnehmen, weisen a priori eine höhere Beschäftigungswahrscheinlichkeit (ein positives Selektionsniveau) auf als Frauen, die nicht an einer Qualifizierungsmaßnahme teilnehmen. Der tatsächliche Effekt der QM zeigt sich daher nur als Differenz zwischen der gepunkteten Linie, die den Maßnahmeeffekt abbildet und der gestrichelten Linie, die das Selektionsniveau der entsprechenden Person darstellt. Aus der Abbildung 1 wird weiterhin deutlich, daß ansonsten ein von den Nichtteilnehmenden abweichendes Selektionsniveau nur kurzfristig bei den Spezifikationen zu Qualifizierungsmaßnahmen mit Unterhaltsgeldförderung existiert. In diesen beiden Fällen, QM(mUG)-Frauen und QM(mUG)-Männer, fällt die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von Person p kurz vor Beginn der Maßnahme rapide ab. Wäre Person P ein Mann, dann würde seine Beschäftigungswahrscheinlichkeit nach der Maßnahme sogar noch weiter absinken und von der Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Vergleichsgruppe "keine-QM" abweichen. Im Fall der Spezifikation QM(oUG)-Männer ergibt sich überhaupt kein Effekt der Maßnahme, weder ein negativer noch ein positiver.

Abbildung 1: Simulierte Beschäftigungswahrscheinlichkeiten für die Effekte einer Qualifizierungsmaßnahme, die zwischen 1987 und 1988 stattfindet



4 Schlußfolgerungen

Die Evaluation der Beschäftigungswirkungen von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen mit den Daten des Sozioökonomischen Panels 1984 bis 1993 ergibt ein enttäuschendes Bild. Die Teilnahme an Qualifizierungsmaßnahmen, seien die Teilnehmenden nun durch Unterhaltsgeld gefördert oder nicht, führt nicht zu einer höheren individuellen Beschäftigungswahrscheinlichkeit, weder für Männer noch für Frauen. Im Falle von Männern, die an einer Qualifizierungsmaßnahme teilnahmen und dabei durch Unterhaltsgeld gefördert werden, ergeben sich sogar langfristig negative Effekte auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit. Die Förderung durch Unterhaltsgeld durch die Bundesanstalt für Arbeit findet insbesondere bei Vollzeitmaßnahmen der beruflichen Fortbildung und Umschulung statt und gehört zu einem wichtigen Instrument der Aktiven Arbeitsmarktpolitik. Durch die Teilnahme an solchen Maßnahmen soll die Wiedereingliederung von Arbeitslosen ermöglicht bzw. die Vermeidung von Arbeitslosigkeit bei Personen, die von Entlassungen bedroht sind, erreicht werden. Dabei sind im Arbeitsförderungsgesetz zusätzlich besonders förderungswürdige Personenkreise genannt. Wie aus den Ergebnissen dieser Arbeit zu erkennen ist, weisen durch Unterhaltsgeld geförderte Personen zumindest kurzzeitig vor einer Qualifizierungsmaßnahme eine signifikant schlechtere Beschäftigungswahrscheinlichkeit auf, die dann durch die Maßnahme (auch wiederum kurzzeitig) abgemildert werden kann. Eine längerfristige Wirkung hinsichtlich eines dauerhaft positiven Effekts auf die individuelle Beschäftigungswahrscheinlichkeit kann nicht gefunden werden.

Allerdings beinhaltet das Sozioökonomische Panel nur kleine Fallzahlen für die Teilnahme an Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen, besonders wenn es sich um die zusätzliche Information über eine Förderung durch Unterhaltsgeldzahlungen von der Bundesanstalt für Arbeit handelt. Womöglich würden sich bei einer größeren Anzahl an teilnehmenden Personen die geschätzten Effekte deutlicher bzw. als signifikant erweisen. Der Ausweg, das Sample zusammenzufassen und nicht nach Männern oder Frauen zu unterscheiden oder nicht danach, ob eine Person Unterhaltsgeld erhalten hat oder nicht, wäre jedoch auch nicht sinnvoll, da die Ergebnisse für die verschiedenen Spezifikationen sehr verschieden ausfallen und eine Zusammenfassung der Unterschiedlichkeit der Maßnahmen und der Effekte für Frauen und Männer nicht gerecht werden würden. Leider kann auch wegen der geringen Fallzahlen nicht noch weiter nach der Dauer der Qualifizierungsmaßnahme differenziert werden, obwohl dies sicherlich ein wichtiger Einflußfaktor für den Erfolg von Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen ist.

Die hier vorgestellten Ergebnisse wurden mit Hilfe eines simultanen, dynamischen Probitmodells unter der Berücksichtigung individueller Heterogenität erzielt, das auch gleichzeitig für die Selektionsverzerrungen bezüglich der Panelteilnahme und der Teilnahme an einer Qualifizierungsmaßnahme kontrolliert. Eine methodisch sehr ähnliche Studie für Ostdeutschland, s. Fitzenberger/Prey (1996) kommt bei Maßnahmen, die durch Unterhaltsgeld für die Teilnehmenden gefördert wurden, zu günstigeren Beschäftigungswirkungen, allerdings – wie auch hier für den Fall von Westdeutschland – nicht für Maßnahmen ohne Unterhaltsgeldförderung. Dafür sind dann die Effekte auf den realen Stundenlohnsatz bei

nichtgeförderten Maßnahmen positiv, während bei geförderten Maßnahmen kaum Lohnwirkungen auftreten. Ein solches zusätzliches Erfolgskriterium könnte womöglich auch für Westdeutschland zu einer positiveren Bewertung der Maßnahmen führen. Eine derartige Untersuchung steht auf der Forschungsagenda.

A Schätzergebnisse

Tabelle 3: Random-Effects Probit Schätzungen: Westdeutschland 84-93

	Männer		Frauen	
	QM(oUG)	QM(mUG)	QM(oUG)	QM(mUG)
Panelbeteiligung				
KONSTANTE	-1.644 (-2.25)	-2.069 (-2.79)	-1.804 (-2.64)	-1.895 (-2.76)
ALTER/10	0.638 (1.88)	0.702 (2.00)	0.926 (2.87)	0.942 (2.89)
ALTER ² /100	-0.055 (-1.41)	-0.057 (-1.42)	-0.093 (-2.49)	-0.092 (-2.44)
OHNE DEUTSCHE STAATSANGEHÖRIGK.	-0.626 (-7.32)	-0.491 (-4.94)	-0.837 (-10.32)	-0.851 (-10.56)
DUMMY ₁₉₈₅	2.189 (25.85)	2.241 (25.25)	2.401 (27.51)	2.452 (27.51)
DUMMY ₁₉₈₆	1.496 (20.86)	1.535 (20.32)	1.498 (20.77)	1.514 (20.65)
DUMMY ₁₉₈₇	1.137 (17.41)	1.159 (16.84)	1.123 (17.53)	1.144 (17.52)
DUMMY ₁₉₈₈	0.867 (14.77)	0.894 (14.49)	0.837 (14.71)	0.842 (14.60)
DUMMY ₁₉₈₉	0.619 (11.67)	0.650 (11.67)	0.557 (10.91)	0.556 (10.70)
DUMMY ₁₉₉₀	0.687 (15.32)	0.717 (15.28)	0.624 (14.76)	0.628 (14.57)
DUMMY ₁₉₉₁	0.521 (12.93)	0.546 (13.09)	0.416 (10.75)	0.418 (10.57)
DUMMY ₁₉₉₂	0.163 (8.12)	0.172 (8.20)	0.225 (9.03)	0.226 (8.85)
ρ_{ATTR}	2.265 (42.55)	2.261 (42.66)	2.356 (40.61)	2.398 (39.61)
Qualifizierungsteilnahme				
KONSTANTE	-1.838 (-3.09)	-2.017 (-1.73)	-2.996 (-3.69)	-3.217 (-3.11)
ERWERBSTÄTIG IN DER VORPERIODE ($E_{t-1}=1$)	-0.163 (-1.48)	-1.114 (-6.82)	0.087 (0.84)	-0.133 (-1.14)
ALTER/10	-0.046 (-0.16)	0.592 (0.99)	0.483 (1.18)	0.660 (1.26)
ALTER ² /100	-0.036 (-1.01)	-0.153 (-2.04)	-0.108 (-2.05)	-0.124 (-1.87)
UNI/FH/AUSL.HOCHSCHULE	0.208 (1.52)	-0.029 (-0.08)	0.685 (4.50)	0.146 (0.55)
FACHSCHULE/BEAMTENAUSBILDUNG	0.384 (2.90)	-0.146 (-0.50)	0.481 (2.52)	0.329 (1.24)
LEHRE/SCHULE GESUNDHEITSWESEN	0.418 (3.87)	0.017 (0.10)	0.353 (2.77)	-0.030 (-0.20)
BERUFSFACHSCHULE/SONSTIGE AUSB.	0.392 (3.18)	-0.160 (-0.72)	0.089 (0.63)	0.016 (0.12)
$E_{t-1} \times$ STELLG. IM BERUF: ANGEST/BEAMTE	0.310 (5.41)	0.051 (0.36)	0.281 (3.31)	0.121 (1.03)
$E_{t-1} \times$ STELLG. IM BERUF: SELBSTÄNDIG	-0.168 (-1.90)	-0.365 (-1.67)	-0.135 (-0.99)	-0.172 (-1.04)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung von vorheriger Seite				
	Männer		Frauen	
	QM(oUG)	QM(mUG)	QM(oUG)	QM(mUG)
HHTYP: SINGLE OHNE KIND	0.015 (0.10)	0.972 (2.33)	0.527 (2.44)	0.862 (2.32)
HHTYP: SINGLE MIT KIND	0.035 (0.15)	0.530 (1.06)	0.367 (1.79)	0.611 (1.77)
HHTYP: PAAR OHNE KIND	0.060 (0.44)	0.726 (1.82)	0.280 (1.53)	0.419 (1.28)
HHTYP: PAAR MIT KIND	0.109 (0.80)	0.804 (2.00)	-0.029 (-0.16)	0.171 (0.53)
OHNE DEUTSCHE STAATSANGEHÖRIGK.	-0.431 (-4.35)	-0.651 (-3.88)	0.076 (0.61)	-0.414 (-1.95)
DUMMY ₁₉₈₅	0.259 (2.31)	-0.479 (-2.43)	-0.258 (-1.92)	-0.445 (-2.31)
DUMMY ₁₉₈₆	0.071 (0.63)	-0.442 (-2.38)	-0.122 (-0.96)	-0.275 (-1.55)
DUMMY ₁₉₈₇	0.097 (0.87)	-0.426 (-2.21)	-0.275 (-2.01)	-0.390 (-2.01)
DUMMY ₁₉₈₈	0.304 (2.84)	-0.375 (-2.08)	-0.087 (-0.69)	-0.298 (-1.73)
DUMMY ₁₉₈₉	0.207 (1.83)	-0.309 (-1.66)	-0.094 (-0.71)	-0.178 (-1.13)
DUMMY ₁₉₉₀	-0.016 (-0.13)	-0.065 (-0.41)	-0.069 (-0.52)	-0.075 (-0.51)
DUMMY ₁₉₉₁	0.112 (0.98)	-0.134 (-0.89)	-0.008 (-0.06)	-0.273 (-1.53)
DUMMY ₁₉₉₂	0.042 (0.39)	-0.334 (-2.13)	0.042 (0.33)	0.000 (0.00)
ρ_{QUAL}	0.217 (1.70)	-0.059 (-0.28)	-0.177 (-2.25)	-0.189 (-1.36)
Beschäftigung: Anfangsbedingung 1984				
KONSTANTE	-3.408 (-6.90)	-3.299 (-6.56)	-0.921 (-2.47)	-0.806 (-2.13)
ALTER/10	2.472 (8.88)	2.415 (8.56)	0.634 (3.03)	0.577 (2.72)
ALTER ² /100	-0.315 (-8.53)	-0.305 (-8.17)	-0.105 (-3.73)	-0.097 (-3.42)
UNI/FH/AUSL.HOCHSCHULE	0.662 (4.61)	0.632 (4.22)	0.568 (5.29)	0.541 (4.79)
FACHSCHULE/BEAMTENAUSBILDUNG	0.696 (4.75)	0.610 (4.10)	0.226 (1.97)	0.137 (1.18)
LEHRE/SCHULE GESUNDHEITSWESEN	0.398 (5.35)	0.262 (3.54)	0.184 (3.78)	0.155 (3.13)
BERUFSFACHSCHULE/SONSTIGE AUSB.	0.274 (2.94)	0.241 (2.54)	0.300 (4.26)	0.292 (4.09)
HHTYP: SINGLE OHNE KIND 1984	-0.209 (-1.38)	-0.207 (-1.36)	0.759 (5.40)	0.734 (5.17)
HHTYP: SINGLE MIT KIND 1984	-0.221 (-1.06)	-0.168 (-0.81)	0.224 (1.72)	0.193 (1.47)
HHTYP: PAAR OHNE KIND 1984	-0.007 (-0.05)	-0.036 (-0.27)	0.377 (3.70)	0.360 (3.50)
HHTYP: PAAR MIT KIND 1984	0.079 (0.60)	0.052 (0.40)	-0.418 (-4.17)	-0.430 (-4.25)
ρ_0	0.107 (3.08)	0.096 (2.78)	-0.104 (-4.20)	-0.106 (-4.22)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

<i>Fortsetzung von vorheriger Seite</i>				
	Männer		Frauen	
	QM(oUG)	QM(mUG)	QM(oUG)	QM(mUG)
Beschäftigungswahrscheinlichkeit				
KONSTANTE	-3.868 (-11.94)	-3.639 (-10.89)	-2.869 (-11.97)	-2.800 (-11.50)
ERWERBSTÄTIG IN DER VORPERIODE ($E_{t-1}=1$)	2.577 (39.42)	2.569 (38.39)	2.352 (39.82)	2.362 (39.64)
ALTER/10	1.860 (11.77)	1.765 (10.90)	1.095 (9.69)	1.065 (9.29)
ALTER ² /100	-0.250 (-13.46)	-0.240 (-12.67)	-0.152 (-11.23)	-0.149 (-10.88)
$E_{t-1} \times$ ENERGIE UND BERGBAU	0.181 (1.41)	0.158 (1.21)	-0.182 (-0.56)	-0.285 (-0.89)
$E_{t-1} \times$ VERARBEITENDES GEWERBE	0.108 (1.93)	0.078 (1.36)	0.095 (1.50)	0.091 (1.42)
$E_{t-1} \times$ BAUGEWERBE	-0.197 (-2.92)	-0.203 (-2.99)	-0.298 (-1.76)	-0.277 (-1.60)
$E_{t-1} \times$ HANDEL	-0.118 (-1.37)	-0.158 (-1.83)	-0.082 (-1.17)	-0.073 (-1.03)
$E_{t-1} \times$ VERKEHR, NACHRICHTENÜBERMITTLG.	0.032 (0.35)	0.033 (0.33)	0.504 (3.78)	0.534 (3.83)
$E_{t-1} \times$ KREDITINSTITUTE, VERSICHERUNGEN	0.265 (1.51)	0.219 (1.24)	0.185 (1.88)	0.155 (1.52)
$E_{t-1} \times$ DIENSTLEISTUNGEN	-0.317 (-4.28)	-0.244 (-3.03)	-0.067 (-1.08)	-0.049 (-0.79)
$E_{t-1} \times$ ORG. OHNE ERWERBSCHARAKTER	-0.053 (-0.28)	0.004 (0.02)	-0.145 (-1.53)	-0.122 (-1.25)
$E_{t-1} \times$ GEBIETSKÖRPERSCHAFTEN	-0.045 (-0.50)	-0.029 (-0.30)	0.223 (2.59)	0.236 (2.72)
$E_{t-1} \times$ STELLG. IM BERUF: ANGEST/BEAMTE	0.099 (2.08)	0.101 (2.06)	0.143 (3.78)	0.148 (3.80)
$E_{t-1} \times$ STELLG. IM BERUF: SELBSTÄNDIG	0.082 (1.20)	0.065 (0.94)	-0.150 (-2.60)	-0.146 (-2.49)
HHTYP: SINGLE OHNE KIND	-0.137 (-1.45)	-0.150 (-1.57)	0.522 (6.28)	0.524 (6.26)
HHTYP: SINGLE MIT KIND	-0.214 (-1.56)	-0.211 (-1.50)	0.325 (4.50)	0.321 (4.42)
HHTYP: PAAR OHNE KIND	-0.044 (-0.56)	-0.049 (-0.61)	0.238 (4.17)	0.229 (3.98)
HHTYP: PAAR MIT KIND	-0.003 (-0.03)	-0.036 (-0.43)	-0.089 (-1.59)	-0.095 (-1.67)
OHNE DEUTSCHE STAATSANGEHÖRIGK.	-0.027 (-0.52)	0.003 (0.05)	0.084 (2.38)	0.099 (2.76)
UNI/FH/AUSL. HOCHSCHULE	0.526 (4.93)	0.539 (4.76)	0.244 (3.37)	0.281 (3.87)
FACHSCHULE/BEAMTENAUSBILDUNG	0.305 (3.55)	0.323 (3.67)	-0.062 (-0.98)	-0.080 (-1.18)
LEHRE/SCHULE GESUNDHEITSWESEN	0.146 (2.64)	0.148 (2.66)	0.042 (1.22)	0.053 (1.53)
BERUFSFACHSCHULE/SÖNSTIGE AUSB.	0.150 (2.63)	0.137 (2.41)	0.053 (1.26)	0.055 (1.29)
DUMMY ₁₉₈₅	-0.036 (-0.49)	-0.038 (-0.51)	-0.101 (-1.84)	-0.097 (-1.74)
DUMMY ₁₉₈₆	0.159 (2.07)	0.164 (2.11)	-0.238 (-4.38)	-0.236 (-4.27)

Fortsetzung auf der nächsten Seite

Fortsetzung von vorheriger Seite				
	Männer		Frauen	
	QM(oUG)	QM(mUG)	QM(oUG)	QM(mUG)
DUMMY ₁₉₈₇	0.090 (1.26)	0.093 (1.29)	-0.018 (-0.33)	-0.024 (-0.43)
DUMMY ₁₉₈₈	0.050 (0.71)	0.091 (1.28)	-0.108 (-1.95)	-0.103 (-1.81)
DUMMY ₁₉₈₉	0.177 (2.45)	0.170 (2.30)	-0.027 (-0.47)	-0.038 (-0.65)
DUMMY ₁₉₉₀	0.140 (1.97)	0.153 (2.12)	0.036 (0.65)	0.054 (0.96)
DUMMY ₁₉₉₁	0.188 (2.74)	0.200 (2.86)	0.087 (1.56)	0.092 (1.61)
DUMMY ₁₉₉₂	0.075 (1.07)	0.097 (1.34)	0.016 (0.25)	0.019 (0.30)
QM ^{PRE} _{langfr.}	-0.040 (-0.30)	-0.209 (-1.00)	0.275 (2.81)	0.163 (0.94)
QM ^{PRE} _{kurzfr.}	0.088 (0.31)	-0.674 (-1.87)	-0.050 (-0.25)	-0.789 (-2.37)
QM ^{POST} _{kurzfr.}	0.242 (1.05)	0.999 (3.78)	0.561 (2.26)	0.823 (2.65)
QM ^{POST} _{langfr.}	-0.042 (-0.39)	-0.370 (-2.02)	0.018 (0.16)	0.273 (1.52)
PEMP	0.004 (0.11)	-0.010 (-0.27)	-0.305 (-12.50)	-0.310 (-12.63)

Referenzkategorie bei beruflichem Ausbildungsabschluß: keine Berufsausbildung; beim Haushaltstyp: Mehr-Generationen-Haushalte oder andere Kombinationen; bei den Zeitdummies: 1993; bei der Stellung im Beruf: Arbeiter; bei Sektorvariablen: Landwirtschaft. Bei den Sektor-dummies und den Dummies für die Stellung im Beruf sind die Dummies so konstruiert, daß sie als Abweichung vom Durchschnitt über alle Kategorien zu interpretieren sind.

Tabelle 4: Spezifikationstests: Männer

Test auf	QM(oUG)		QM(mUG)	
	χ^2 (df)	P-Wert	χ^2 (df)	P-Wert
Random-Effects-Spezifikation	31154.6 (82)	0.000	18925.6 (82)	0.000
linearer Zeittrend (A-Glg.)	836.1 (7)	0.000	810.6 (7)	0.000
linearer Zeittrend (Q-Glg.)	20.5 (7)	0.005	12.6 (7)	0.082
linearer Zeittrend (E-Glg.)	10.9 (7)	0.145	9.5 (7)	0.219
sektorspez. Effekte (E-Glg.)	47.3 (9)	0.000	34.4 (9)	0.000
Gleichheit von langfristigem pre- und postprogram Effekt (E-Glg.):				
$QM_{langfr.}^{POST} - QM_{langfr.}^{PRE}$	0.000 (1)	0.99	0.350 (1)	0.554
Zahl der Personen	3687		3463	
LOG-Likelihood	-18820.4		-16937.7	

Tabelle 5: Spezifikationstests: Frauen

Test auf	QM(oUG)		QM(mUG)	
	χ^2 (df)	P-Wert	χ^2 (df)	P-Wert
Random-Effects-Spezifikation	16997.6 (82)	0.000	34645.3 (82)	0.000
linearer Zeittrend (A-Glg.)	880.4 (7)	0.000	881.2 (7)	0.000
linearer Zeittrend (Q-Glg.)	7.8 (7)	0.349	11.3 (7)	0.126
linearer Zeittrend (E-Glg.)	36.4 (7)	0.000	35.9 (7)	0.000
sektorspez. Effekte (E-Glg.)	40.2 (9)	0.000	35.5 (9)	0.000
Gleichheit von langfristigem pre- und postprogram Effekt (E-Glg.):				
$QM_{langfr.}^{POST} - QM_{langfr.}^{PRE}$	3.467 (1)	0.063	0.220 (1)	0.639
Zahl der Personen	3715		3608	
LOG-Likelihood	-22702.0		-21579.1	

B Beschreibung der Daten

Die hier verwendeten Daten stammen aus den ersten elf Wellen des Sozioökonomischen Panels (GSOEP) für Westdeutschland und umfassen den Zeitraum 1984 (Welle A) bis 1994 (Welle K). Für diese Untersuchung wurden die Informationen aller Personen genutzt, die an der Welle A teilgenommen hatten und dem Arbeitsmarkt zu diesem Zeitpunkt prin-

ziell zur Verfügung standen (also keine Schüler, Studenten oder Rentner/Pensionäre). Zudem gehen nur solche Personen in die Schätzungen mit ein, die im Jahr 1984 mindestens 21 Jahre und höchstens 54 Jahre alt waren. Die Informationen aus der Welle A wurden für die Modellierung der Anfangsbedingung benutzt, die Informationen zur Welle K (Kalendarium) teilweise noch zur Generierung von Variablen für das Jahr 1993 (Welle J). Das GSOEP liefert nicht nur jährliche stichtagsbezogene Informationen, sondern im sogenannten "Kalendarium" auch rückwirkend für das vergangene Kalenderjahr monatliche Angaben zu bestimmten Variablen wie Erwerbsstatus oder Einkünften, die insbesondere für die Bestimmung der Variablen zur beruflichen Fortbildung und Umschulung für die vorliegende Untersuchung miteinander verknüpft wurden. Diese Verknüpfung bietet zwar die Möglichkeit, zusätzliche Informationen über die Personen zwischen den Zeitpunkten der Befragung zu erhalten, andererseits sind diese Informationen nur begrenzt und beziehen sich auf wenige Variablen.

Die Zahl der Beobachtungen, die für die Schätzungen verwendet werden konnten, sind aus Tabelle 7 ersichtlich. Grundsätzlich sind die Variablen als Dummy-Variablen mit den Ausprägungen $\{0,1\}$ konstruiert. Ausgenommen davon ist die kontinuierliche Altersvariable und die Variablen zur Sektorzugehörigkeit und zur Stellung im Beruf. Letztere beiden Kategorien sind als Abweichungen von der Referenzgruppe definiert mit den möglichen Ausprägungen $\{-1,0,1\}$.

Identifizierung von Qualifizierungsmaßnahmen: In jedem der jährlichen Interviews gibt es eine Fragestellung, die auf eine Teilnahme an Fortbildungs- oder Umschulungsmaßnahmen hinzielt und direkt nach nach Weiterbildungsaktivitäten zum Stichtag der Befragung fragt. Hierbei wird nach der Teilnahme an "Lehrgängen, Kursen zur Weiterbildung" gefragt und, weiter differenziert, nach der Teilnahme an beruflicher Umschulung und beruflicher Fortbildung. Diese beiden letzteren Kategorien werden für die Konstruktion der Qualifizierungsvariablen zum Befragungszeitpunkt verwendet. Desweiteren können aus den Kalendarien monatliche Informationen über den Erwerbsstatus (darunter die Kategorie "in betrieblicher Ausbildung / Fortbildung / Umschulung") einer Person und über die Art der Einkünfte (darunter die Kategorie "Unterhaltsgeld vom Arbeitsamt bei Fortbildung / Umschulung") rückwirkend über das vergangene Kalenderjahr gewonnen werden. Die Stichtagsinformation wird mit den Angaben aus den Kalendarien verglichen und dabei danach unterschieden, ob eine Person, die gerade an einer beruflichen Fortbildung oder Umschulung teilnimmt, zum gleichen Zeitpunkt auch Unterhaltsgeld vom Arbeitsamt bezieht oder nicht. Für beide Kategorien wird dann $Y_{it,Q} = 1$ und diese Teilnahme wird in der Qualifizierungsgleichung modelliert. Nun gibt es jedoch auch einige Personen, die zwar nicht zum Stichtag, sondern zwischen den Befragungszeitpunkten an Weiterbildungskursen teilgenommen haben (laut Kalendarien) und für die daher keine weiteren Informationen zum jeweiligen Monat existieren. Für diese Fälle wurden die Kalendariumsinformationen danach unterteilt, ob sie innerhalb der ersten oder der zweiten Hälfte des Zeitraums zwischen zwei Interviewzeitpunkten liegen und dann den jeweils nächstliegenden Stichtagsvariablen zugeordnet.

Tabelle 6: Sample-Statistiken: Zahl der Beobachtungen, gepoolt über alle Wellen

$Y_{it,j} =$	A=0	A=1	Q=1	Q=0	E=1	E=0
QM(oUG)-MÄNNER	3687 Personen, davon 3379 beschäftigt in 1984					
Anfangsbedingung:	3687 Personen, davon 3379 beschäftigt in 1984					
Attritiongleichung:	13457	19726				
Qualifizierungsgleichung:		19726	371	19355		
Beschäftigungsgleichung:				19355	17344	2011
QM(mUG)-MÄNNER	3463 Personen, davon 3154 beschäftigt in 1984					
Anfangsbedingung:	3463 Personen, davon 3154 beschäftigt in 1984					
Attritiongleichung:	13117	18050				
Qualifizierungsgleichung:		18050	109	17941		
Beschäftigungsgleichung:				17941	15943	1998
QM(oUG)-FRAUEN	3715 Personen, davon 1795 beschäftigt in 1984					
Anfangsbedingung:	3715 Personen, davon 1795 beschäftigt in 1984					
Attritiongleichung:	12065	21370				
Qualifizierungsgleichung:		21370	183	21187		
Beschäftigungsgleichung:				21187	10355	10832
QM(mUG)-FRAUEN	3608 Personen, davon 1722 beschäftigt in 1984					
Anfangsbedingung:	3608 Personen, davon 1722 beschäftigt in 1984					
Attritiongleichung:	11797	20675				
Qualifizierungsgleichung:		20675	87	20588		
Beschäftigungsgleichung:				20588	9894	10694

Tabelle 7: Deskriptive Statistiken: Zahl der Beobachtungen

$t =$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Welle:	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
$Y_A = 1$ (QM(oUG)-MÄNNER)	3687	2892	2544	2354	2204	2066	2113	2022	1810	1721
$Y_A = 1$ (QM(MUG)-FRAUEN)	3463	2678	2339	2151	2014	1888	1934	1848	1642	1556
$Y_A = 1$ (QM(oUG)-MÄNNER)	3715	3114	2721	2530	2375	2226	2269	2158	2050	1927
$Y_A = 1$ (QM(MUG)-FRAUEN)	3608	3021	2630	2450	2294	2149	2193	2087	1984	1867
$Y_A = 1$ (gesamtes sample)	7522	6115	5364	4977	4670	4381	4480	4273	3945	3734
darunter:										
FRAUEN	3766	3162	2764	2575	2419	2271	2313	2199	2091	1967
ALTER/10 IM DURCHSCHNITT	3.8	3.9	4	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7
OHNE DEUTSCHE STAATSANG.	2464	1856	1570	1461	1333	1240	1312	1236	1102	1029
$Y_E = 1$ (gesamtes sample)	7522	5981	5262	4900	4569	4297	4409	4206	3885	3680
darunter:										
ERWERBSTÄTIG ($E_t=1$)	3766	4147	3603	3345	3086	2914	3084	2942	2633	2410
ERWERBST. IN T-1 ($E_{t-1}=1$)	-	4045	3552	3222	3045	2844	3029	2892	2649	2455
ALTER/10	3.8	3.9	4	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7
UNI/FH/AUSL.HOCHSCHULE	544	454	417	381	357	339	338	323	301	288
FACHSCHULE/BEAMTENAUSB.	520	440	420	392	382	359	356	333	304	300
LEHRE/SCHULE GESUNDHEITSW.	2692	2156	1889	1779	1635	1567	1611	1533	1430	1358
BERUFSFACHSCHULE/SONST.	1042	809	705	667	607	572	593	567	549	513
HHTYP: SINGLE OHNE KIND	550	424	363	324	311	309	319	314	290	304
HHTYP: SINGLE MIT KIND	329	264	235	213	208	185	196	187	176	156
HHTYP: PAAR OHNE KIND	2247	1870	1774	1749	1738	1694	1793	1761	1702	1639
HHTYP: PAAR MIT KIND	4001	3136	2633	2364	2097	1900	1870	1722	1520	1383
Stellung im Beruf wenn $E_{t-1}=1$										
ANGEST/BEAMTE	-	1669	1545	1372	1329	1250	1317	1260	1185	1132
SELBSTÄNDIG	-	293	241	237	223	223	236	222	208	216
Sektorzugehörigk. wenn $E_{t-1}=1$										
ENERGIE UND BERGBAU	-	64	60	57	54	49	47	52	54	50
VERARBEITENDES GEWERBE	-	1707	1497	1380	1280	1202	1295	1207	1036	940
BAUWERBE	-	370	301	279	250	225	233	225	203	189
HANDEL	-	373	329	276	264	254	267	260	303	286
VERKEHR,NACHRICHTENÜBERM.	-	207	194	183	168	151	152	146	131	127
KREDITINSTITUTE,VERS.	-	117	100	101	101	94	107	106	92	90
Dienstleistungen	-	705	607	535	522	497	535	525	472	456
ORG. OHNE ERWERBSCHAR.	-	106	94	79	75	75	79	85	78	67
GEBIETSKÖRPERSCHAFTEN	-	336	319	290	286	260	269	244	233	203
LANDWIRTSCHAFT	-	60	51	42	45	37	45	42	47	47

Deskriptive Statistiken (Forts.):

<i>t</i> =	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Welle:	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
$Y_Q = 1$ (gesamtes sample)	134	102	77	101	84	71	67	60	54
<i>darunter:</i>									
ERWERBST. IN T-1 ($E_{t-1}=1$)	106	76	63	86	70	52	54	49	43
ALTER/10 IM DURCHSCHNITT	3.2	3.4	3.5	3.7	3.7	3.8	3.9	3.8	3.8
OHNE DEUTSCHE STAATSANG.	13	8	8	11	1	6	7	5	3
UNI/FH/AUSL.HOCHSCHULE	15	17	17	9	10	7	6	6	3
FACHSCHULE/BEAMTENAUSB.	17	12	14	12	14	11	17	13	8
LEHRE/SCHULE GESUNDHEITSW.	67	51	31	61	43	34	33	30	33
BERUFSFACHSCHULE/SONST.	15	11	5	9	7	9	6	3	4
HHTYP: SINGLE OHNE KIND	19	14	11	15	9	9	10	11	10
HHTYP: SINGLE MIT KIND	3	7	3	7	7	2	3	2	5
HHTYP: PAAR OHNE KIND	54	38	34	26	27	20	17	12	10
HHTYP: PAAR MIT KIND	54	41	23	50	41	40	37	33	29
<i>Stellung im Beruf wenn $E_{t-1}=1$</i>									
ANGEST/BEAMTE	74	57	50	56	51	32	35	31	31
SELBSTÄNDIG	5	1	1	4	3	2	1	2	1

Literatur:

- ANGRIST, J.D., G.W. IMBENS UND D.B. RUBIN. (1996). Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91: 444-472.
- ASHENFELTER, O. (1978). Estimating the Effect of Training Programs on Earnings. *Review of Economics and Statistics*, 60: 45-57.
- ASHENFELTER, O. UND D. CARD. (1985). Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *Review of Economics and Statistics*, 67: 648-660.
- BIELENSKI, H., C. BRINKMANN UND B. KOHLER. (1995). *Erwerbsverläufe und arbeitsmarktpolitische Maßnahmen in Ostdeutschland*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), IAB-Werkstattbericht Nr. 12 / 14.12.1995.
- BJÖRKLUND, A. (1989). Evaluations of Training Programs: Experience and Proposals for Future Research. *Wissenschaftszentrum Berlin, Research Unit: Labour Market and Employment, Discussion Paper, FS I 89 -13, Berlin*.
- BUTLER, J.S. UND R. MOFFITT. (1982). A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor-Multinomial Probit Model. *Econometrica*, 50: 761-764.
- EICHLER, M. UND M. LECHNER. (1996). *Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training in East Germany: Institutional Arrangements, Participants, and Results of Empirical Evaluations*. Universität Mannheim: Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik. Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung Nr. 549.
- FITZENBERGER, B. UND H. PREY. (1996). *Training in East Germany. An Evaluation of the Effects on Employment and Wages*. Universität Konstanz: Center of International Labor Economics, Discussion Paper Nr. 36.
- FITZENBERGER, B. UND H. PREY. (1997). Assessing the Impact of Training on Employment: The Case of East Germany. *Ifo-Studien*, 43(1): 69-114.
- HECKMAN, J.J. UND V.J. HOTZ. (1989). Choosing Among Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training. *Journal of the American Statistical Association*, 84: 862-880.
- HECKMAN, J.J. UND J.A. SMITH. (1995). Assessing the Case for Social Experiments. *Journal of Economic Perspectives*, 9: 85-110.
- HECKMAN, J.J., V.J. HOTZ, AND M. DABOŠ. (1987). Do We Need Experimental Data to Evaluate the Impact of Manpower Training on Earnings? *Evaluation Review*, 11: 395-427.

- HUJER, R., K.-O. MAURER UND M. WELLNER. (1997a). Estimating the Effect of Training on Unemployment Duration in West Germany – A Discrete Hazard–Rate Model With Instrumental Variables. *Johann Wolfgang Goethe Universität Frankfurt, Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Arbeitspapier Nr. 73.*
- HUJER, R., K.-O. MAURER UND M. WELLNER. (1997b). The Impact of Training on Unemployment Duration in West Germany – Combining A Discrete Hazard–Rate Model With Matching Techniques. *Johann Wolfgang Goethe Universität Frankfurt, Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, Arbeitspapier Nr. 74.*
- IMBENS, G.W. UND J.D. ANGRIST. (1994). Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62(2): 467–475.
- LECHNER, M. (1995). Effects of Continuous Off–the–job Training in East Germany after Unification. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Diskussionsbeitrag*, 95–27.
- LECHNER, M. (1996a). An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim. Discussion Paper*, 539–96.
- LECHNER, M. (1996b). The Effects of Enterprise–related Continuous Vocational Training in East Germany on Individual Employment and Earnings. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 542–96.
- PANNENBERG, M. (1995). Financing On–the–Job Trainings: Shared Investment or Promotion Based System?, Evidence from Germany. *Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IHW), Diskussionspapiere*, 25.
- PFEIFFER, F. UND J. BRADE. (1995). Weiterbildung, Arbeitszeit und Lohneinkommen. *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Discussion Paper No. 95–14, Mannheim.*
- PISCHKE, J.–S. (1996). Continuous Training in Germany. *NBER Working Papers*, Nr.5829.
- SVR. (1995). *Jahresgutachten 1995/96: Im Standortwettbewerb.* Stuttgart: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Metzler–Poeschel.