

Schneider, Hilmar; Uhendorff, Arne

Article

Die Wirkung der Hartz-Reform im Bereich der beruflichen Weiterbildung

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Schneider, Hilmar; Uhendorff, Arne (2006) : Die Wirkung der Hartz-Reform im Bereich der beruflichen Weiterbildung, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 39, Iss. 3/4, pp. 477-490

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158644>

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.

Die Wirkung der Hartz-Reform im Bereich der beruflichen Weiterbildung*

*Hilmar Schneider und Arne Uhlendorff***

Mit der Hartz-Reform wurden auch im Bereich der beruflichen Weiterbildung grundlegende Neuerungen eingeführt. Dazu gehört vor allem die Einführung von Bildungsgutscheinen als neuem Allokationsinstrument, das den potenziellen Teilnehmern Wahlfreiheit bei der Auswahl der Bildungsanbieter gewährt, sowie eine stärker an der Wiedereingliederungsprognose ausgerichtete Auswahl der Teilnehmer. Wir untersuchen für die Phasen vor und nach der Reform die Wirkung der Teilnahme an berufsbezogener und -übergreifender Weiterbildung, dem quantitativ bedeutsamsten FbW-Programmtyp. Dabei greifen wir auf Verwaltungsdaten der Bundesagentur für Arbeit zurück und schätzen, ausgehend von einem konditionalen Propensity-Score-Matching, die durchschnittlichen Teilnahmeeffekte mittels nicht-parametrischer Vergleiche der Zustandswahrscheinlichkeiten sowie mittels semi-parametrischer Verweildauermodelle. Die Ergebnisse zeigen, dass die Teilnahme bereits vor der Reform zu einem Anstieg der Beschäftigungswahrscheinlichkeit geführt hat. Die Ergebnisse für die relativ kurze Beobachtungsperiode nach der Reform deuten darauf hin, dass die Effektivität der Maßnahme zugenommen hat, wobei der Reformeffekt in erster Linie auf eine Verkürzung des Lock-in-Effekts zurückzuführen ist.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Inhalt der Reform beruflicher Weiterbildung im Rahmen der Hartz-Gesetze
- 3 Methodik der Untersuchung
- 4 Datengrundlage und Matching-Verfahren
- 5 Ergebnisse
- 6 Zusammenfassung

Literatur

Anhang

* Der Beitrag wurde November 2006 von der/dem betreuenden Herausgeber/in zur Publikation freigegeben.
** Die Verfasser danken Karl Brenke, Doris Hess, Lutz Kaiser, Ulf Rinne und Marc Schneider und Zhong Zhao, ohne deren Vorarbeiten dieser Beitrag nicht möglich gewesen wäre, sowie zwei Gutachtern für hilfreiche Anregungen, die zur Verbesserung des Beitrags geführt haben. Alle verbleibenden Irrtümer gehen zu Lasten der Verfasser.

1 Einleitung

Seit Mitte der 1990er Jahre geriet die Arbeitsmarktpolitik der damaligen Bundesanstalt für Arbeit zunehmend in die Kritik. 1994 überstieg die Zahl der Arbeitslosen erstmals in der Nachkriegsgeschichte die 4-Mio.-Marke, gut zehn Jahre später lag sie bereits bei über 5 Mio. Der 2002 aufgedeckte Skandal um geschönte Vermittlungszahlen der damaligen Bundesanstalt für Arbeit tat sein Übriges, um die Arbeitsmarktpolitik in Deutschland in Misskredit zu bringen. Im Gefolge wurde die sogenannte Hartz-Kommission von der Bundesregierung eingesetzt, um Vorschläge zur Verbesserung der Wirkung arbeitsmarktpolitischer Instrumente zu entwickeln. Das Ergebnis mündete im August 2002 in einem Gutachten, das auch für die bis dahin geltende Praxis der geförderten beruflichen Weiterbildung weitreichende Veränderungen vorschlug (Hartz et al. 2002). Diese Vorschläge sind – wie auch die Vorschläge zu anderen Bereichen der aktiven Arbeitsmarktpolitik – ganz wesentlich von dem Gedanken getragen, die Arbeitslosigkeit durch eine Verkürzung der durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer zu senken. Ihren Niederschlag fanden die Vorschläge in einer Reihe von „Gesetzen für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ (kurz: Hartz I–IV). Die damit eingeleitete Reform zielt darauf ab, Anpassungsprozesse am Arbeitsmarkt zu beschleunigen, statt Arbeitslose über aktive Maßnahmen oder Gewährung von Sozialtransfers aus dem ersten Arbeitsmarkt herauszunehmen.

Der damit verbundene Strategiewechsel wurde am konsequentesten im Bereich der Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW) vollzogen. Bildungsgutscheine, mit denen Arbeitslose Wahlfreiheit zwischen geförderten Maßnahmen erhalten, lösten die früher übliche Zuweisung durch die Arbeitsämter ab. Zugleich wurde eine systematische Qualitätskontrolle von Trägern und Maßnahmen eingeführt. Unser Beitrag zeigt anhand dieses Beispiels, dass eine Ausrichtung an marktähnlichen Prinzipien die Effizienz und Effektivität der aktiven Arbeitsmarktpolitik deutlich verbessern kann. Hierzu greifen wir auf Ergebnisse einer erstmals bei flächendeckenden Arbeitsmarktreformen in Deutschland vorgenommenen Wirkungsanalyse zurück, die im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit durch unabhängige Forschungsinstitute durchgeführt wurde (Schneider et al. 2006).

Bis zu den Hartz-Reformen genossen FbW-Maßnahmen als Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland keinen guten Ruf. Evaluationsstudien bescheinigten ihnen in der Regel zumindest in der kurzen und mittleren Frist keine oder sogar

negative Arbeitsmarkteffekte (Fitzenberger und Speckesser 2000; Hujer und Fitzenberger 2002). Neu an der vorliegenden Studie ist der spezifische Fokus auf die Wirkungen der 2003 in Kraft getretenen Reform.

In den bisherigen Studien werden in Abhängigkeit der Methode, der Beobachtungsperiode und der Datengrundlage sowohl negative oder nicht-signifikante als auch positive Effekte von beruflicher Weiterbildung festgestellt. Ältere Studien beruhen zumeist auf Befragungsdaten, während jüngere Studien zunehmend auf den Verwaltungsdaten der Bundesagentur für Arbeit basieren.¹ Die Verwaltungsdaten stellen eine relativ detaillierte Datenbasis mit im Vergleich zu vorherigen Studien großen Fallzahlen dar und erlauben somit bspw. die Differenzierung nach verschiedenen Programmtypen. In der Regel stellen die Studien auf der Basis von Verwaltungsdaten negative kurzfristige Effekte der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung sowie, zumindest für einzelne Programmtypen oder Subgruppen, positive mittel- bzw. langfristige Effekte fest.

Lechner et al. (2005a) bspw. finden für Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen in Westdeutschland in den Jahren 1993 und 1994 nach zunächst negativen kurzfristigen Effekten positive langfristige Auswirkungen auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit für den Großteil der Programme. Diese positiven Effekte sind v. a. bei langen Programmen nachhaltig, treten hier aber auch erst ca. drei Jahre nach Maßnahmeneintritt auf. Für Ostdeutschland lassen sich hingegen lediglich für Frauen positive Effekte finden (Lechner et al. 2005a). Fitzenberger et al. (2006) stellen für zwei westdeutsche Eintrittskohorten in Arbeitslosigkeit (1986/87 und 1993/94) nach anfänglichen und zwischen Programmtypen variierenden Lock-in-Effekten ebenfalls positive Beschäftigungseffekte bei den Teilnehmern im Vergleich zur Kontrollgruppe fest. Biewen et al. (2006) betrachten drei verschiedene Programmtypen für die Eintrittskohorte 2000/01 in Arbeitslosigkeit. Für Männer und Frauen in Westdeutschland hat die Teilnahme positive Effekte auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit, in Ostdeutschland hingegen wirkt sich die Teilnahme nur für Männer bei zwei Programmtypen positiv aus. Im Gegensatz zu den obigen Studien wenden Hujer et al. (2006) keine Matching-Verfahren an, sondern schätzen ein bivariates Hazardratenmodell und analysieren den Einfluss der Teilnahme an beruflicher Weiterbildung auf die Dauer der Arbeitslosigkeit und stellen für Ostdeutschland negative Effekte für die Übergangsrate in Beschäftigung fest.

¹ Für einen ausführlichen Überblick siehe bspw. Schneider et al. (2006).

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die neueren Studien insbesondere für Westdeutschland tendenziell für positive Effekte geförderter beruflicher Weiterbildung sprechen. Allerdings treten diese Effekte eher langfristig zutage.

Für die hier untersuchten FbW-Programme steht insbesondere für Programmeintritte nach der Reform eine relativ kurze Beobachtungsperiode zur Verfügung. Daher werden, neben den in der Programmevaluation üblichen nicht-parametrischen Vergleichen von Zustandswahrscheinlichkeiten zwischen Teilnehmern und Kontrollgruppe, zusätzlich semi-parametrische Verweildauermodelle für den Abgangsprozess aus der Arbeitslosigkeit in Beschäftigung geschätzt. Diese ermöglichen eine Trennung des Maßnahmeeffekts in Lock-in- und Programmeffekt und erlauben somit den unmittelbaren Nachweis eventuell vorhandener positiver Programmeffekte, auch wenn diese sich in der betrachteten Zeit noch nicht in positiven Effekten auf die Zustandswahrscheinlichkeiten niedergeschlagen haben.

In Kapitel 2 wird der Inhalt der Reform der Hartz-Gesetze skizziert. Die Methodik der Untersuchung ist Gegenstand von Kapitel 3 und die Datengrundlage wird in Kapitel 4 dargestellt. Die empirischen Ergebnisse zu den Wirkungen der Teilnahme an FbW vor und nach der Reform werden in Kapitel 5 präsentiert und Kapitel 6 fasst die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

2 Inhalt der Reform beruflicher Weiterbildung im Rahmen der Hartz-Gesetze

Das Ziel der am 1. Januar 2003 im Rahmen von Hartz I und II in Kraft getretenen Neuausrichtung der Förderung der beruflichen Weiterbildung besteht in einer verbesserten Integration zu fördernder Personen in den allgemeinen Arbeitsmarkt, siehe bspw. Biewen und Fitzenberger (2004). Dieses Ziel soll durch breite Qualitätssteigerungen bei Weiterbildungsmaßnahmen und deren Rahmenbedingungen erreicht werden. Außerdem soll die frühere, de facto am Angebot der Bildungsträger ausgerichtete Steuerung der Maßnahmen durch eine am Bedarf des Arbeitsmarktes ausgerichtete Steuerung ersetzt werden.

Ein wichtiges Instrument zur Zielerreichung besteht in der Einführung des Bildungsgutscheins als neuem Instrument der Allokation von Förderberechtigten und Anbietern von geförderten Maßnahmen. Dadurch soll mehr Eigenverantwortung potenzieller

Maßnahmenteilnehmer durch Wahlfreiheit unter den Weiterbildungseinrichtungen gefördert werden. Der dadurch gleichzeitig induzierte Wettbewerb unter den Weiterbildungseinrichtungen soll als Anreiz zur Qualitätssteigerung dienen. Förderfähige Arbeitssuchende können sich mit Hilfe des Bildungsgutscheins einen Bildungsträger ihrer Wahl suchen, der die Lehrgangskosten unmittelbar mit der Arbeitsagentur abrechnet. Der ausgewählte Bildungsträger hat der Agentur den Bildungsgutschein vor Beginn der Maßnahme vorzulegen. Mit dem Gutachten wird das Vorliegen der Voraussetzungen für die Förderung einer Weiterbildung festgestellt. Der Schein enthält die maximale Weiterbildungsdauer, Bildungsziel und -schwerpunkte sowie den Förderhöchstbetrag. Die Geltungsdauer des Gutscheins beträgt im Regelfall drei Monate.²

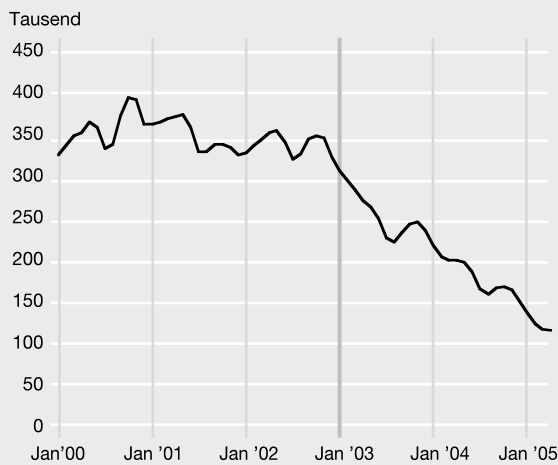
Die Ausgabe des Bildungsgutscheins an Arbeitssuchende ist an eine doppelte Voraussetzung geknüpft. Zum einen muss die individuelle Eingliederungsprognose durch die Arbeitsagentur ergeben, dass nach der Weiterbildung eine hohe Wahrscheinlichkeit besteht, dass ein Teilnehmer einen adäquaten Arbeitsplatz nach dem Durchlaufen der Maßnahme findet. Zum anderen dürfen mit Hilfe des Bildungsgutscheins nur Maßnahmen gefördert werden, die eine Eingliederungswahrscheinlichkeit der Teilnehmer von mindestens 70 Prozent gewährleisten.

Für die individuelle Eingliederungsprognose erlaubt das bislang in den Agenturen praktizierte Profiling keine objektive Quantifizierung. Stattdessen werden bei der Erstellung der individuellen Eingliederungsprognose die Voraussetzungen des Teilnehmers, die Gegebenheiten des erreichbaren Arbeitsmarktes und die Art der beabsichtigten Weiterbildung herangezogen und vom Sachbearbeiter erfahrungsbhängig zu einer subjektiven Erfolgsprognose verdichtet. Mit dieser positiven Selektion muss keineswegs ein positiverer Maßnahmeneffekt einhergehen, da sich die Selektion nicht an der relativen Verbesserung im Vergleich zur Situation ohne Teilnahme orientiert, sondern lediglich an der absoluten Eingliederungswahrscheinlichkeit nach Teilnahme. Eine solche Selektion könnte also auch dazu führen, dass bestimmte Gruppen mit geringen Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeiten von der Teilnahme ausgeschlossen werden, obwohl die Verbesserung der Beschäftigungschancen möglicherweise gerade bei ihnen besonders prägnant ausfällt.

Im Hinblick auf die Qualität der Maßnahme wird die geforderte Eingliederungswahrscheinlichkeit an

² Offizielle Statistiken über die Zahl der ausgegebenen und eingelösten Bildungsgutscheine existieren bislang nicht.

Abbildung 1
Entwicklung der FbW-Maßnahmen



Quelle: Bundesagentur für Arbeit.

Erfahrungswerten der Vergangenheit gemessen. Operationalisiert wird sie anhand der Zahl der Maßnahmenteilnehmer, die innerhalb der ersten sechs Monate nach Abschluss der Maßnahme nicht mehr arbeitslos gemeldet waren. Allerdings sind zur Einschätzung der Förderfähigkeit einer Maßnahme auch die regionale Arbeitsmarktentwicklung und der erwartete Arbeitsmarktbedarf einzubeziehen.³

Die Ausrichtung der Maßnahmensteuerung am Bedarf des Arbeitsmarktes soll durch die sogenannte Bildungszielplanung erfolgen. Diese wurde flächendeckend erstmals 2004 umgesetzt. Die jährlich zu erstellende Bildungszielplanung soll agenturbezogen den aus Sicht des Arbeitsmarktes erforderlichen Weiterbildungsbedarf dokumentieren. Dies wiederum bildet die Grundlage für Art und Umfang der auszustellenden Bildungsgutscheine.

Die Zertifizierung der geforderten Mindestqualität des Maßnahmenangebots bzw. der Maßnahmenträger wird nicht mehr durch die Agenturen selbst vorgenommen, sondern seit Juli 2004 durch sogenannte fachkundige Stellen. Dabei handelt es sich um private und unabhängige Einrichtungen, die in der Regel agenturübergreifend agieren. Die erfolgreiche Zertifizierung ist seither die Voraussetzung für die Übernahme der Weiterbildungskosten durch die Agenturen.

Neben den geschilderten Maßnahmen zur Qualitätssicherung erstreckt sich die Reform auch auf den

Leistungsbezug. Zum einen betrifft dies die Begrenzung der Höhe des gewährten Unterhaltsgeldes bei Arbeitslosenhilfebeziehern auf die Höhe der Arbeitslosenhilfe. Zum anderen wurde eine hälftige Anrechnung der Bezugsdauer von Unterhaltsgeld während der Maßnahmenteilnahme auf den Restanspruch von Arbeitslosengeld (bis auf eine Restdauer von 30 Kalendertagen) eingeführt. Das bedeutet, dass der Bezug von zwei Tagen Unterhaltsgeld den Restanspruch auf Arbeitslosengeld um einen Tag verringert. Darüber hinaus wurde das bis dahin gewährte Anschlussunterhaltsgeld gestrichen.

Als Ergebnis der Reform lässt sich zunächst einmal ein drastischer Rückgang der Förderfälle konstatieren. Während der durchschnittliche Förderbestand im Jahr 2002 noch bei über 300.000 Fällen pro Jahr lag, sank er innerhalb von nur drei Jahren auf gut 100.000 Fälle ab (vgl. Abbildung 1). Auf diesem Niveau ist seither eine Stabilisierung eingetreten.

3 Methodik der Untersuchung

Ziel der Analyse ist es, den durchschnittlichen Effekt der Programmteilnahme auf die Arbeitsmarktintegration der Teilnehmer vor und nach der Reform festzustellen. Die Differenz zwischen den Effekten vor und nach der Reform ergibt dann den Reformeffekt. Der Effekt einer Maßnahme ergibt sich aus der Differenz der Situation mit Teilnahme und der Situation ohne Teilnahme, wobei die Situation der Teilnehmer ohne Teilnahme nicht beobachtet wird (kontrafaktische Situation). Ein einfacher Vergleich von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern führt aufgrund von Selektionsprozessen der Teilnehmer in die Maßnahmen zu verzerrten Schätzern des Maßnahmeneffekts. In dieser Untersuchung wird die Annahme der bedingten Unabhängigkeit getroffen, die besagt, dass bei gleichen beobachtbaren Charakteristika von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern die Selektionsverzerrung überwunden wird. Diese Annahme erscheint aufgrund der detaillierten Datenbasis gerechtfertigt und erlaubt die Anwendung von Matching-Verfahren. Ähnlich argumentieren bspw. Lechner et al. (2005a).⁴ Nicht-Teilnahme ist in dieser Studie definiert als Nicht-Teilnahme bis zu dem Zeitpunkt, an dem die Teilnehmer in die Maßnahme eintreten. Eine Definition der Nicht-Teilnahme, die eine Teilnahme für die gesamte Beobachtungsperiode ausschließt, würde auf zukünftige Erwerbszustände bedingen und somit zu

³ Quelle: BA-Rundbrief 57/2003 vom 6. Mai 2003, betr.: Förderung der beruflichen Weiterbildung, Nürnberg.

⁴ Auf eine Darstellung des Evaluationsproblems und möglicher Lösungen wird an dieser Stelle verzichtet. Für eine ausführliche Diskussion siehe bspw. Heckman et al. (1999).

verzerrten Schätzern führen, siehe Frederiksson und Johansson (2003) oder Sianesi (2004).

Der Reformeffekt besteht prinzipiell aus zwei Komponenten. Zum einen können sich die Effekte aufgrund einer veränderten Selektion der Teilnehmer ändern (Selektionseffekt), und zum anderen können sich die Maßnahmen und somit die Effekte auf die Teilnehmer ändern (Qualitätseffekt). Für die Dekomposition des gesamten Reformeffekts in die beiden Bestandteile ist es notwendig, die Eigenschaften der Teilnehmer vor und nach der Reform konstant zu halten, was durch ein Matching von Teilnehmern vor der Reform zu Teilnehmern nach der Reform erreicht werden kann. Hierfür sind zusätzliche Teilnehmerdaten notwendig. Ein derartiges Matching auf Teilnehmerebene ist nicht Bestandteil der hier vorgestellten Analyse, sondern Gegenstand künftiger Forschung. Bei der Einordnung der vorgestellten Ergebnisse sollte aber beachtet werden, dass es sich jeweils um die Gesamteffekte der Reform handelt.

Ausgehend von einem Matching von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern, dargestellt in Kapitel 4, basiert die Analyse auf einem Vergleich von Teilnehmern und einer Kontrollgruppe hinsichtlich ihrer Beschäftigungs- und Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten. Hierfür werden Teilnehmer- und Kontrollgruppen ab dem jeweiligen Eintrittszeitpunkt der Teilnehmer in die Maßnahmen verfolgt. Der Effekt der Teilnahme auf die Wahrscheinlichkeit für die Teilnehmer, sich in einem bestimmten Zustand zu befinden, lässt sich durch einen nicht-parametrischen Vergleich der entsprechenden Anteilswerte zwischen der Teilnehmer- und Kontrollgruppe ermitteln. Für die Ermittlung der Effekte werden lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle geschätzt, wobei y_i der Wahrscheinlichkeit entspricht, sich in einem bestimmten Zielzustand zu befinden:

$$y_i = \alpha + D_i\delta + \varepsilon_i.$$

D_i nimmt den Wert 1 für Teilnehmer und den Wert 0 für Nicht-Teilnehmer an. Der geschätzte kausale Effekt der Teilnahme an der betrachteten Maßnahme entspricht dem Koeffizienten δ , α beschreibt den Achsenabschnitt und ε_i ist der Fehlerterm.

Unterschiede in den Zustandswahrscheinlichkeiten können sich zum einen aufgrund unterschiedlicher Verweildauern in der Arbeitslosigkeit und zum anderen aufgrund von Unterschieden in der Stabilität von Beschäftigungsverhältnissen ergeben.

Gedanklich lässt sich der Maßnahmeneffekt in einen Lock-in-Effekt und einen Programmeffekt

(nach Abschluss der Maßnahme) zerlegen. Der Lock-in-Effekt tritt beispielsweise dann auf, wenn die Maßnahmenteilnahme mit einer vorübergehend reduzierten Suchaktivität einhergeht. Vergleicht man die Zustandswahrscheinlichkeiten der Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer jeweils ab dem Zeitpunkt des Eintritts des Teilnehmers in die Maßnahme, vergrößert sich deren Abstand zunächst als unmittelbare Folge der Maßnahmenteilnahme. Die Wirkung des Programmeffektes beginnt erst nach Beendigung der Maßnahme. Der bis dahin erreichte Abstand der Zustandswahrscheinlichkeiten muss von den Teilnehmern also zunächst einmal aufgeholt werden. Dieser Aufholprozess findet auch dann statt, wenn die Programmenteilnahme keinerlei Effekt hat, d.h. der durch die Maßnahme entstandene Abstand zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern verschwindet in diesem Fall asymptotisch wieder. Die Geschwindigkeit, mit der diese Angleichung erfolgt, ist jedoch im Allgemeinen nicht bekannt. Daraus entstehen für die Beurteilung der Maßnahmwirkung gewisse Schwierigkeiten. Ist die Beobachtungsperiode zu kurz, kann die Maßnahme trotz positiven Programmeffekts als negativ erscheinen, weil der Aufholprozess am Ende des Beobachtungszeitraums noch nicht abgeschlossen war. Wäre der Referenzverlauf der Angleichung bei Unwirksamkeit der Programmenteilnahme bekannt, könnte der empirisch beobachtete Verlauf des Aufholprozesses damit verglichen werden. Dies würde auch bei kurzen Beobachtungszeiträumen eine Einschätzung der Maßnahmwirkung anhand von Zustandswahrscheinlichkeiten zulassen. Davon ist in der Praxis jedoch nicht auszugehen.

Das Problem lässt sich im Übrigen weder dadurch lösen, dass man die Betrachtung erst ab dem Zeitpunkt des Maßnahmenaustritts beginnen lässt, noch dadurch, dass der Verlauf der Zustandswahrscheinlichkeit von Teilnehmern ab Maßnahmenaustritt mit dem von Nicht-Teilnehmern ab dem Zeitpunkt des Maßnahmeneintritts des Teilnehmers verglichen wird. Ersteres würde den Lock-in-Effekt schlicht ignorieren, obwohl er für die Gesamtbeurteilung elementar ist. Letzteres würde den Vergleich möglicherweise systematisch verzerren, etwa wenn Maßnahmeneintritte bevorzugt zu einer anderen saisonalen Phase erfolgen als Maßnahmenaustritte.

Ein Beleg für die Relevanz des geschilderten Phänomens kann in den Ergebnissen von Lechner et al. (2005b) gesehen werden. Demnach treten die positiven Effekte der Maßnahmen scheinbar erst nach mehreren Jahren zutage. Der Grund dafür ist aber nicht darin zu sehen, dass das Programm so lange braucht, bis es seine Wirkung entfaltet, sondern vielmehr darin, dass es bei der Methode des Vergleichs

von Zustandswahrscheinlichkeiten u. U. sehr lange dauert, bis der Vorsprung der Nicht-Teilnehmer eingeholt wird. Das ist insbesondere dann zu erwarten, wenn der eigentliche Programmeffekt zwar positiv, aber eher schwach ist. Der Effekt wirkt zwar von Anfang an, schlägt sich aber vergleichsweise spät in der Beobachtung eines Unterschieds der Zustandswahrscheinlichkeiten zugunsten der Maßnahmen- teilnahme nieder.

Da für die vorliegende Untersuchung ein eher kurzer Beobachtungszeitraum zur Beurteilung der Maßnahmewirkung zur Verfügung stand, wurden zusätzlich semi-parametrische Verweildauermodelle für den Abgangsprozess aus der Arbeitslosigkeit in Beschäftigung geschätzt. Einerseits ist damit zwar der Nachteil etwas restriktiverer Schätzannahmen verbunden, doch steht dem andererseits der Vorteil gegenüber, dass die so ermittelten bedingten Hazardraten von der Dauer der Beobachtungsperiode unabhängig sind. Zudem erlaubt die Verwendung semi-parametrischer Verweildauermodelle eine Trennung zwischen Lock-in- und Programmeffekt.

Wir verwenden dazu Proportional-Hazards-Modelle für stetige Zeit. Dies trägt der Tatsache Rechnung, dass in den administrativen Daten tagesgenaue Informationen zu Erwerbsverläufen vorliegen. Bei dem gewählten Modelltyp handelt es sich um das semi-parametrische Cox-Modell, bei dem die Zeitabhängigkeit des Übergangsprozesses nicht spezifiziert ist (Cox 1972). Die Modelle werden mit den zuvor gematchten Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern geschätzt.⁵ Die Dauer der Arbeitslosigkeit wird ab dem jeweiligen Eintrittszeitpunkt in Arbeitslosigkeit gemessen, in die Schätzung gehen Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer ab dem Eintrittszeitpunkt des Teilnehmers in die betrachtete FbW-Maßnahme ein. Neben verschiedenen Kovariablen werden vier Dummyvariablen aufgenommen, die den Teilnahmestatus aufnehmen. Die Übergangsrate $\lambda(t|x(t))$ aus Arbeitslosigkeit in eine Beschäftigung kann geschrieben werden als

$$\lambda(t|x(t)) = \lambda_0(t) \exp(x(t)\beta + li_{before} \alpha_{before} + te_{before} \mu_{before} + li_{after} \alpha_{after} + te_{after} \alpha_{after}).$$

li_{before} nimmt für Teilnehmer vor der Reform den Wert 1 an, wenn sich die Teilnehmer in der Maßnahme befinden, te_{before} nimmt nach dem Ende der Maßnahme den Wert 1 an. Die Koeffizienten α_{before} und μ_{before} entsprechen dem Lock-in-Effekt bzw.

dem Programmeffekt nach Ende der Maßnahme für Teilnehmer vor der Reform. Analog dazu wird der Teilnahmestatus nach der Reform durch die Variablen li_{after} und te_{after} beschrieben, die Koeffizienten α_{after} und μ_{after} entsprechen dem Lock-in-Effekt bzw. dem Programmeffekt nach der Reform.

4 Datengrundlage und Matching-Verfahren

Als zentrale Datengrundlage dient die Grundgesamtheit der Prozessdaten aus den Integrierten Erwerbsbiografien (IEB). Hierbei handelt es sich um die Kombination aus der Maßnahme-Teilnehmer-Grunddatei (MTG), der Beschäftigten-Historik (BeH), der Leistungsempfänger-Historik (LeH) und Informationen zum Arbeitsuchendenstatus aus dem Bewerberangebot (ASU/BewA). Die MTG enthält grundlegende Informationen zu Maßnahmeteilnahmen in Verbindung mit zentralen Personeninformationen. Die LeH enthält Informationen zu Zeiten des Bezugs von Lohnersatzleistungen und die BeH zu sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen. In den IEB sind Informationen seit 1990 vorhanden. Beschäftigteninformationen am aktuellen Rand sind jedoch nur mit einem erheblichen Zeitverzug verfügbar. Für die hier präsentierten Analysen werden Informationen aus der BeH daher bis Ende 2003 sowie Informationen aus der LeH bis Mitte 2004 verwendet.

Aus der IEB-Grundgesamtheit wurden quartalsweise Stichproben der neu in FbW eintretenden Teilnehmer gezogen. Die Personen müssen vor Eintritt in die Maßnahme arbeitslos gewesen sein, jede Person wird pro Quartal nur einmal gezogen und das Alter der Teilnehmer liegt zwischen 17 und 65 Jahren. In anderen Evaluationsstudien werden ältere Teilnehmer oftmals ausgeschlossen, siehe bspw. Fitzenberger et al. (2006). Da aber auch für ältere Arbeitslose FbW-Maßnahmen durchgeführt werden, schließen wir ältere Personen in unsere Analysen mit ein. Der Anteil älterer Teilnehmer ist in unserer Stichprobe allerdings sehr gering, so beläuft sich bspw. der Anteil der über 58-Jährigen vor der Reform auf 0,35 Prozent und nach der Reform auf 1,8 Prozent. In der diesem Aufsatz zugrunde liegenden Evaluationsstudie wurden sechs verschiedene Programmtypen untersucht.⁶ Die Ziehung der Teilnehmer erfolgte quartalsweise pro Programmtyp, in

⁵ Für einen ähnlichen Ansatz siehe bspw. Hujer und Wellner (2000) oder Hujer et al. (1999), die jeweils auf Basis gematchter Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer Übergangsratenmodelle schätzen.

⁶ Bei den verschiedenen Programmtypen handelte es sich um (1) berufsbezogene und -übergreifende Weiterbildung, (2) berufspraktische Weiterbildung, (3) Übungseinrichtung, (4) sonstige FbW ohne beruflichen Abschluss, (5) Einzelmaßnahmen mit Abschluss in anerkanntem Beruf und (6) Gruppenmaßnahmen mit Abschluss in anerkanntem Beruf.

die Analyse gehen Teilnehmer aus 18 Quartalen von Quartal 1/2000 bis Quartal 2/2004 ein.⁷ In diesem Beitrag konzentrieren wir uns sowohl aus Gründen der Übersicht als auch aufgrund inhaltlicher Erwägungen auf den quantitativ bedeutsamsten Programmtyp, die berufsbezogene und -übergreifende Weiterbildung. Ein berufsbezogener Abschluss ist bei diesem Programmtyp nicht vorgesehen. Bei der berufsbezogenen und -übergreifenden Weiterbildung steht die Vermittlung von formalem Wissen und nicht, wie bspw. bei der berufspraktischen Weiterbildung, die konkrete Anwendung im Vordergrund. Vor der Reform deckte dieser Programmtyp knapp 60 Prozent aller Neueintritte in FbW ab, nach der Reform sogar knapp 70 Prozent. Zudem handelt es sich mit einer mittleren Verbleibsdauer in der Maßnahme von ca. acht Monaten vor und ca. fünf Monaten nach der Reform um einen relativ kurzen Programmtyp, was trotz der kurzen Beobachtungsperiode eine Analyse der Effektivität der Teilnahme erlaubt.

Mittels eines konditionalen Propensity-Score-Matchingverfahrens wurde für jeden der ca. 5.600 Maßnahmenteilnehmer ein vergleichbarer Nicht-Teilnehmer ermittelt, die Gruppe der Nicht-Teilnehmer umfasst ca. 2,1 Millionen Personen. Konditional bedeutet in diesem Zusammenhang, dass auf bestimmte Merkmale exakt gematcht wurde. Dies betrifft die Merkmale Geschlecht, Arbeitsmarktreion, Quartal des Maßnahmeeintritts sowie die Dauer der vorherigen Arbeitslosigkeit. Innerhalb dieser Zellen wurden Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer auf Grundlage eines zuvor geschätzten Propensity-Scores, also der Teilnahmeneigung, einander zugeordnet. Für eine ausführliche Darstellung des Matching-Ansatzes siehe Schneider et al. (2006). Die Verteilung einiger ausgewählter Merkmale in der Teilnehmer- und Nicht-Teilnehmergruppe vor und nach dem Matching auf Grundlage des Propensity-Scores ist in Tabelle A1 im Anhang dargestellt.

5 Ergebnisse

Wie in Kapitel 3 dargestellt, erstreckt sich die quantitative Wirkungsanalyse auf unterschiedliche methodische Ebenen. Zunächst werden auf einer nicht-

⁷ Die Stichprobengröße für die ersten 15 Quartale umfasst jeweils 275 Teilnehmer. Für die Quartale IV/2003–II/2004 wurden jeweils 500 Teilnehmer aus der Grundgesamtheit gezogen, da für diese Quartale zusätzliche Telefoninterviews realisiert werden sollten. In den quantitativen Analysen werden Gewichte verwendet, die sowohl die schwankenden Stichprobengrößen als auch die schwankenden Grundgesamtheiten zwischen den Quartalen berücksichtigen, so dass die ermittelten Effekte die durchschnittlichen Effekte auf die Teilnehmer in der Beobachtungsperiode widerspiegeln.

parametrischen Ebene die Beschäftigungswahrscheinlichkeiten, die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten und die Unterstützungswahrscheinlichkeiten zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern verglichen. Für jedes Matching-Paar bezieht sich der Vergleich jeweils auf den Zeitpunkt des Eintritts des Teilnehmers in die Maßnahme. Zur Erstellung der Konfidenzintervalle wurden normale Standardfehler zugrunde gelegt.⁸ Bei den dargestellten Effekten handelt es sich um durchschnittliche Effekte für Gesamtdeutschland.

Beschäftigungswahrscheinlichkeit

Abbildung 2 enthält die Differenz der Beschäftigungswahrscheinlichkeit zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern. Eine Beschäftigung ist definiert als sozialversicherungspflichtige Beschäftigung ohne gleichzeitige Arbeitslosigkeit.⁹ Die Null-Linie markiert die Wirkungslosigkeit einer Maßnahme. Es werden jeweils die Differenzen für Teilnehmer der Vorreformperiode (helle Linie) und Teilnehmer der Nachreformperiode (dunkle Linie) dargestellt. Die senkrechten Striche markieren für jeden Punkt das jeweilige 95-Prozent-Konfidenzintervall. Liegt ein Verlauf mit seinem Konfidenzband jenseits der Null-Linie, indiziert dies eine statistisch signifikante Wirkung. Ein Verlauf des Konfidenzbands im positiven Bereich bedeutet, dass die Beschäftigungschancen von Teilnehmern höher sind als die von Nicht-Teilnehmern.

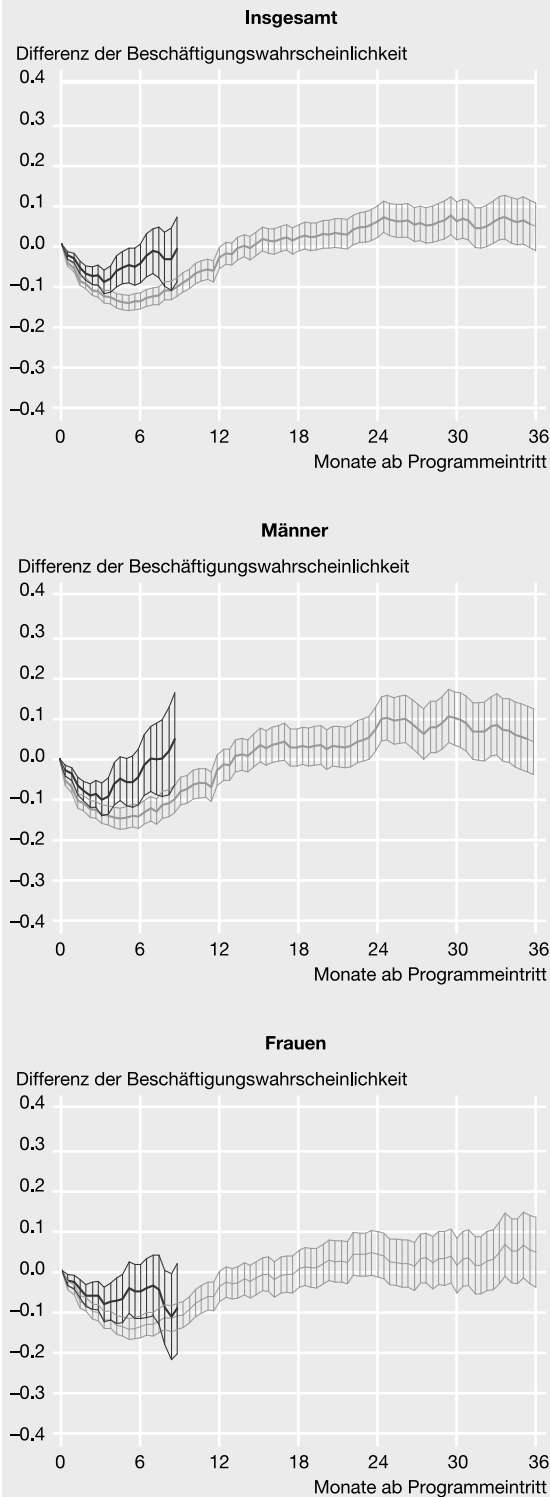
Die Teilnahme wirkt sich zunächst, als Folge des Lock-in-Effekts, negativ auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit der Teilnehmer aus. Vor der Reform verschwindet dieser negative Effekt nach ca. 12 Monaten, nach ca. 22 Monaten sind positive Effekte zu beobachten. Die Größenordnung der positiven Effekte beläuft sich auf ca. fünf Prozent, wobei die Effekte im Zeitverlauf leicht schwanken und nicht immer signifikant von null verschieden sind. Die positiven Effekte treten bei Männern deutlicher auf als bei Frauen, bei denen die Punktschätzer nach einer gewissen Zeit zwar ebenfalls positiv, aber nicht signifikant sind. Betrachtet man alternativ nur solche Beschäftigungsverhältnisse als Erfolg, die mindestens drei Monate andauern, ergibt sich ein qualitativ ähnliches Bild, siehe Schneider et al. (2006).

Im Hinblick auf den Lock-in-Effekt ist festzustellen, dass sich dieser aus einer Dauer- und einer Intensi-

⁸ Die Standardfehler geben nicht die durch das Matching verursachte Stichprobenvariabilität wieder und stellen somit nur eine Näherung dar.

⁹ Für eine detaillierte Darstellung der Definition der Kategorien Beschäftigung, Arbeitslosigkeit und Transferbezug entsprechend der in den IEB aufgenommenen Zustände siehe Schneider et al. (2006).

Abbildung 2
Effekte der Teilnahme an berufsbezogener oder übergreifender Weiterbildung auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit



Quelle: Bundesagentur für Arbeit, IEB; eigene Berechnungen.

tätskomponente zusammensetzt. Die Dauer hängt unmittelbar von der Maßnahmedauer ab, die Stärke ist unter anderem eine Funktion der Abbrecherquote, aber auch der relativen Eingliederungschancen der Nicht-Teilnehmer.

Die Reform macht sich in allen drei Betrachtungen in einer Verkürzung des Lock-in-Effekts bemerkbar, wobei dies bei den Männern deutlicher zu beobachten ist als bei den Frauen. Für eine abschließende Beurteilung des Programmeffekts reicht die vorhandene Beobachtungsdauer jedoch nicht aus. Zumindest für die Männer deuten die Ergebnisse jedoch darauf hin, dass der Programmeffekt durch die Verkürzung nicht beeinträchtigt worden ist. Insofern kann man hier von Effizienzgewinnen durch die Reform sprechen. Dieses Bild bleibt bestehen, wenn die Effekte getrennt für verschiedene Regionaltypen ermittelt werden, siehe Schneider et al. (2006).

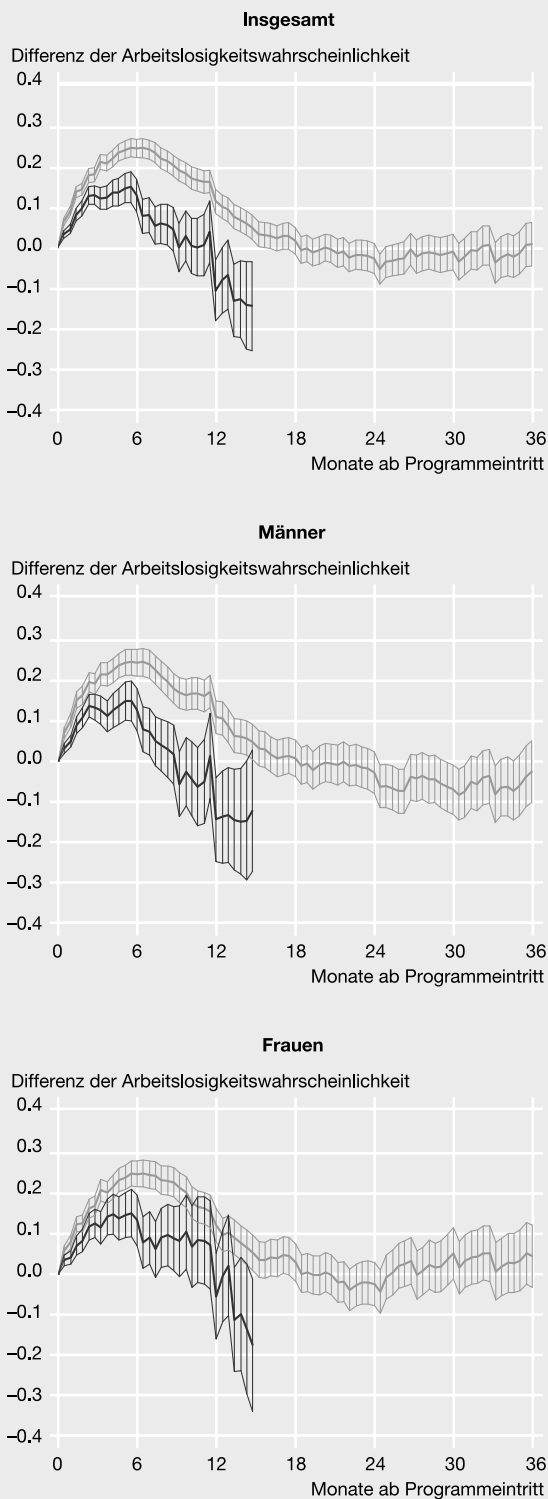
Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit

Zusätzlich zu den Beschäftigungswahrscheinlichkeiten lässt sich der Verlauf der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten betrachten, dargestellt in Abbildung 3. Als arbeitslos gilt hier, wer als arbeitslos registriert und gleichzeitig arbeitsuchend ist. Hinzu kommen Personen, die sich in Feststellungs- und Trainingsmaßnahmen befinden.

Der Vorteil der Betrachtung der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten gegenüber den Beschäftigungswahrscheinlichkeiten besteht darin, dass aufgrund der Datenlage für den Arbeitslosigkeitsstatus ein längerer Beobachtungszeitraum zur Verfügung steht und somit die Reformwirkung besser beurteilt werden kann. Bei den dargestellten Differenzen der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern spricht ein Verlauf im negativen Bereich für den Erfolg einer Maßnahme, da die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit der Teilnehmer geringer ist als die der Nicht-Teilnehmer.

Im Vergleich zu den Beschäftigungswahrscheinlichkeiten fällt auf, dass in der Gesamtbetrachtung vor der Reform kaum ein positiver Effekt der Teilnahme feststellbar ist. Vergleichbares für die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen finden auch Lechner et al. (2005a und 2005b). Abbildung 3 zeigt, dass diese Beobachtung v. a. für Frauen zutrifft. Eine Erklärung für das Phänomen einer Erhöhung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit ohne Senkung der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit kann nur darin bestehen, dass die entsprechenden Maßnahmen in einem gewissen Umfang dazu führen,

Abbildung 3
Effekte der Teilnahme an berufsbezogener
oder übergreifender Weiterbildung auf die
Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit



Quelle: Bundesagentur für Arbeit, IEB; eigene Berechnungen.

dass Personen, die ansonsten in die Nicht-Erwerbstätigkeit oder die Stille Reserve ausgewichen wären, durch die Maßnahme wieder in Beschäftigung gebracht werden konnten.

Die Reform hat zu einer signifikanten Reduktion des Arbeitslosigkeitsrisikos geführt. Auch wenn die Effekte für die Frauen zu keinem Zeitpunkt signifikant sind, deuten die Punktschätzer auf eine geschlechtsneutrale Absenkung des Arbeitslosigkeitsrisikos hin. Auch hier wird deutlich, dass die Verkürzung der Programmdauern nicht zu einer Beeinträchtigung geführt hat. Der positive Reformeffekt ist hier auch für die Frauen sichtbar.

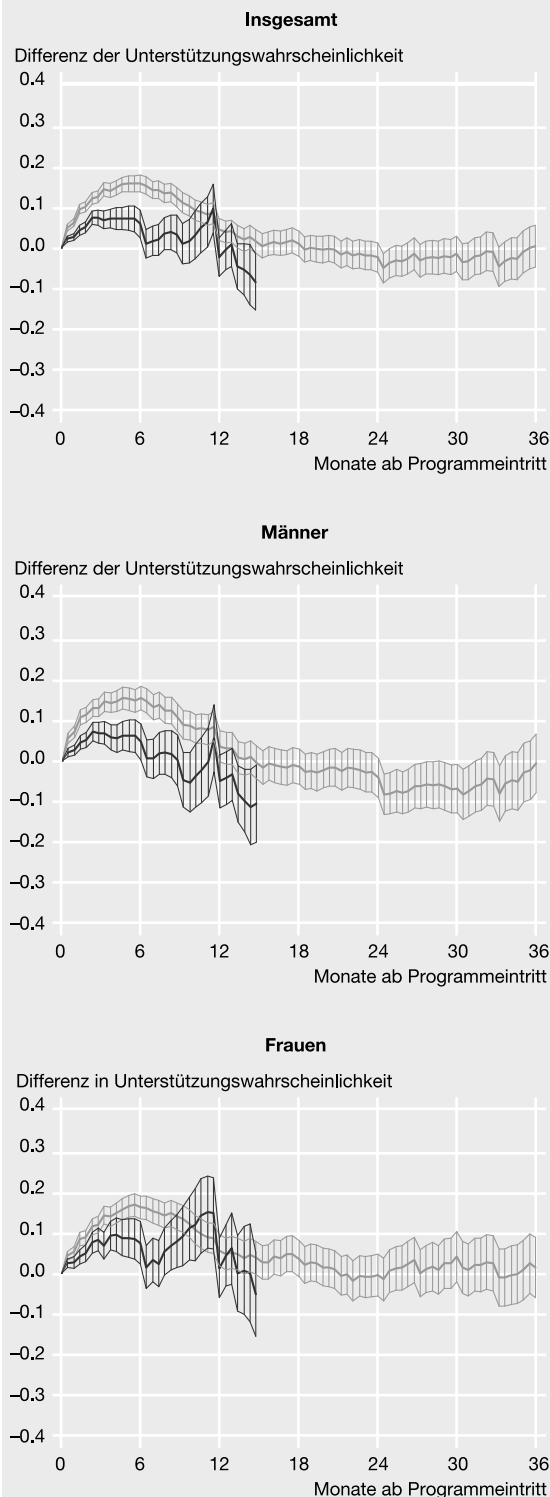
Unterstützungswahrscheinlichkeiten

Die im vorangehenden Abschnitt geschätzten Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten beruhen auf einer relativ engen Definition von Arbeitslosigkeit. Die Teilnahme an einer arbeitsmarktpolitischen Maßnahme – mit Ausnahme des betrachteten FbW-Typs sowie Feststellungs- und Trainingsmaßnahmen – wird dabei ebenso als Beendigung der Arbeitslosigkeit betrachtet wie die Aufnahme einer regulären Erwerbstätigkeit im ersten Arbeitsmarkt. Die faktische Arbeitslosigkeit im Sinne einer Transferabhängigkeit kann daher wesentlich länger andauern. Um diesen Umstand abbilden zu können, wird im Folgenden eine erweiterte Variante der Arbeitslosigkeitsdauer betrachtet, die sämtliche Formen des Transferbezugs seitens der BA einbezieht. Die Wahrscheinlichkeit, sich in einem Status der Transferabhängigkeit seitens der BA zu befinden, wird im Folgenden als Unterstützungswahrscheinlichkeit bezeichnet.

Die Verläufe der Unterstützungswahrscheinlichkeiten vor der Reform weisen einen ähnlichen Verlauf wie die der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten auf. Auch hier profitieren Männer stärker von der Teilnahme als Frauen, die Effekte sind insgesamt aber relativ schwach. Die Reform geht auch bei der Unterstützungswahrscheinlichkeit mit einer absoluten Verringerung für die Teilnehmer einher, hier ist der Effekt aber nur in der Darstellung für die Männer signifikant und auch der Punktschätzer für die Frauen liegt nahe null.

Insgesamt betrachtet, zeigen die nicht-parametrischen grafischen Analysen, dass es für die Beurteilung des Maßnahmenerfolgs darauf ankommt, wie das Erfolgskriterium definiert wird. Vordergründig führen unterschiedliche Herangehensweisen zu widersprüchlichen Resultaten. Dennoch sind alle Resultate ein je spezifischer Ausdruck der gleichen Realität.

Abbildung 4
Effekte der Teilnahme an berufsbezogener oder übergreifender Weiterbildung auf die Unterstützungswahrscheinlichkeit



Quelle: Bundesagentur für Arbeit, IEB; eigene Berechnungen.

Parametrische Verweildauermodelle

Um den Erwerbsstatusverlauf darstellen zu können, der sich unmittelbar im Anschluss an eine Maßnahmenteilnahme ergibt, ist eine Längsschnittbetrachtung sinnvoll. Für den Erwerbsstatusverlauf im Anschluss an die Maßnahmenteilnahme wurden daher parametrische Verweildauermodelle geschätzt, siehe Kapitel 3. In Analogie zu den nicht-parametrischen Analysen wurden die Modelle sowohl für Männer und Frauen gemeinsam als auch getrennt nach Geschlecht geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 dargestellt.¹⁰ Neben den den Teilnahmezustand abbildenden Variablen wurden verschiedene zusätzliche Kovariablen in die Regressionen aufgenommen, auf deren Effekte an dieser Stelle nicht eingegangen wird.

Die Teilnahme an berufsbezogener und -übergreifender Weiterbildung geht sowohl vor als auch nach der Reform mit einem erwarteten negativen Lock-in-Effekt einher. Dies bedeutet, dass während der Programmteilnahme die Teilnehmer eine geringere Wahrscheinlichkeit haben, eine neue Beschäftigung aufzunehmen, als Nicht-Teilnehmer. Diese Ergebnisse bestätigen die oben festgestellte Relevanz der negativen Lock-in-Effekte. Die Übergangsrate in eine Beschäftigung sinkt während der Teilnahme um ca. 64 Prozent vor und um 83 Prozent nach der Reform. Zwischen Männern und Frauen unterscheiden sich diese Effekte kaum. In allen Schätzungen kommt es im Zuge der Reform zu einer signifikanten Verstärkung des Lock-in-Effekts. Diese Beobachtung scheint den obigen Erkenntnissen aus der Betrachtung der Querschnittswahrscheinlichkeiten zu widersprechen. Die Diskrepanz erklärt sich damit, dass in der nicht-parametrischen Schätzung die Dauerkomponente des Lock-in-Effekts im Vordergrund steht, während die semi-parametrischen Verweildauermodelle die Intensitätskomponente abbilden. Die hier zu konstatierende Verstärkung des Lock-in-Effekts bedeutet, dass Teilnehmer und Maßnahmen nach der Reform besser zusammenpassen als vorher und deshalb weniger vorzeitige Ausstiege erfolgen als vorher. Er kann auch bedeuten, dass die Qualität der Maßnahmen besser geworden ist und sich die Inkaufnahme des Lock-in-Effekts für die Teilnehmer nun eher lohnt als vorher.

Nach Ende der Maßnahme verlassen die Teilnehmer die Arbeitslosigkeit schneller als vergleichbare Nicht-Teilnehmer, die Programmeffekte sind sowohl

¹⁰ Wie bei den Zustandswahrscheinlichkeiten geben die Standardfehler der Verweildauermodelle nicht die durch das Matching verursachte Stichprobenvariabilität wieder und stellen somit eine Näherung dar.

Tabelle 1
Cox-Regressionen, Übergänge in Beschäftigung

Variable	Männer und Frauen		Männer		Frauen	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Frauen	-0,32 ***	0,05	-	-	-	-
Eintrittsjahr 2001	-0,12 **	0,06	-0,04	0,08	-0,17 *	0,09
Eintrittsjahr 2002	-0,26 ***	0,06	-0,18 **	0,08	-0,34 ***	0,09
Eintrittsjahr 2003	-0,27 ***	0,09	-0,25 **	0,11	-0,30 **	0,13
Zutritt in Quartal 2	0,15 **	0,07	0,28 ***	0,09	-0,03	0,10
Zutritt in Quartal 3	0,15 **	0,07	0,24 ***	0,09	0,04	0,10
Zutritt in Quartal 4	-0,13 *	0,07	-0,16 *	0,09	-0,11	0,10
Regionaltyp 2	-0,15 *	0,08	-0,47 ***	0,11	0,25 **	0,13
Regionaltyp 3	0,01	0,11	-0,20	0,14	0,32 *	0,17
Regionaltyp 4	-0,03	0,15	-0,29	0,20	0,30	0,22
Regionaltyp 5	0,20	0,14	0,06	0,18	0,42 **	0,21
Alter < 25	0,53 ***	0,07	0,44 ***	0,09	0,64 ***	0,11
Alter 41–50	-0,44 ***	0,06	-0,50 ***	0,08	-0,45 ***	0,08
Alter > 50	-1,32 ***	0,11	-1,38 ***	0,15	-1,37 ***	0,16
Behinderung	-0,24	0,15	-0,19	0,19	-0,30	0,25
sonstige Staatsangehörigkeit	-0,38 ***	0,12	-0,38 ***	0,14	-0,48 **	0,21
EU-Staatsangehörigkeit	-0,04	0,18	-0,13	0,23	0,24	0,31
ohne Schule	-0,07	0,13	0,01	0,15	-0,44	0,29
mit Ausbildung	0,26 ***	0,07	0,28 ***	0,09	0,25 **	0,10
mit FH/Uni	0,22 **	0,09	0,19	0,13	0,19	0,14
1 Kind	-0,07	0,07	0,15	0,11	-0,30 ***	0,10
2 Kinder	-0,02	0,08	0,19 *	0,11	-0,21 *	0,11
3+ Kinder	-0,35 ***	0,13	-0,21	0,18	-0,53 ***	0,21
Kleinkind	0,10	0,10	0,09	0,13	-0,11	0,16
verheiratet	0,11 *	0,06	0,24 ***	0,09	-0,05	0,09
allein erziehend	0,03	0,12	0,18	0,33	0,04	0,14
Alo-Quote	-0,03 ***	0,01	-0,03 ***	0,01	-0,03 **	0,01
Einkommen beobachtet	1,35 ***	0,09	1,43 ***	0,14	1,23	0,12
Lohnersatzrate	-1,63 ***	0,10	-1,88 ***	0,14	-1,44	0,15
Lock-in-Eff. nach Reform	-1,75 ***	0,17	-1,87 ***	0,22	-1,64 ***	0,27
Treatm.-Eff. nach Reform	0,75 ***	0,16	0,84 ***	0,20	0,57 **	0,28
Lock-in-Eff. vor Reform	-1,02 ***	0,07	-1,03 ***	0,09	-1,02 ***	0,10
Treatm.-Eff. vor Reform	0,63 ***	0,06	0,67 ***	0,09	0,57 ***	0,09
Log Likelihood	-16396,76		-8388,57		-6551,76	

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Die Einteilung der Regionen in 5 Regionaltypen bzw. Strategietypen der Arbeitsmarktregionen folgt Blien et al. (2004).

Quelle: Bundesagentur für Arbeit, IEB; eigene Berechnungen.

vor als auch nach der Reform signifikant positiv. Auch wenn wir in den obigen Querschnittsbetrachtungen für die Zeit nach der Reform noch keinen

positiven Beschäftigungseffekt der Teilnahme auf die Teilnehmer nach der Reform feststellen können, deuten die Ergebnisse aus der Verweildaueranalyse

auf positive Programmeffekte hin. Vor der Reform steigt die Abgangsrate aus der Arbeitslosigkeit für die Teilnehmer nach Maßnahmenende im Vergleich zu Nicht-Teilnehmern um 88 Prozent, nach der Reform liegt dieser Effekt bei 111 Prozent, wobei der Unterschied allerdings nicht signifikant ist. Bei den Männern scheinen die Programmeffekte im Vergleich zu den Frauen etwas höher zu liegen, was mit den obigen Ergebnissen zu den Querschnittswahrscheinlichkeiten einhergeht. Insgesamt scheint der Reformeffekt damit in erster Linie auf die Verkürzung der durchschnittlichen Maßnahmedauer zurückzuführen sein. Die Verkürzung hat die positive Programmwirkung offenbar nicht beeinträchtigt.

6 Zusammenfassung

Mit der Hartz-Reform wurden auch im Bereich der beruflichen Weiterbildung grundlegende Neuerungen eingeführt. Dazu gehört zum einen die Einführung von Bildungsgutscheinen als neuem Allokationsinstrument, das den potenziellen Teilnehmern Wahlfreiheit bei der Auswahl der Bildungsanbieter gewährt. Zum anderen gehört dazu die Einführung einer nachfrageorientierten Bildungszielplanung, verbunden mit einem verbesserten Qualitätsmanagement. Darüber hinaus wurden die monetären Anreize zur Teilnahme an geförderten Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung eingeschränkt.

Bis zur Hartz-Reform genossen Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung als Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland eher einen zweifelhaften Ruf. Zahlreiche Evaluationsstudien der Vergangenheit bescheinigen ihnen in der Regel zumindest in der kurzen und mittleren Frist keine oder sogar negative Arbeitsmarkteffekte. Erst in jüngeren Studien wird dieses Bild zunehmend einer Revision unterzogen. Vor allem Studien mit einem langfristigen Beobachtungshorizont kommen zu einer eher positiven Einschätzung der Maßnahmewirkung.

Dass sich positive Effekte erst in der Langfristbeurteilung zeigen, dürfte an der verbreiteten Evaluationsmethodik liegen. Üblich ist, die Differenz des Erwerbsstatus (Beschäftigung, Arbeitslosigkeit) von Teilnehmern und möglichst identischen Nicht-Teilnehmern zu betrachten. Der Startzeitpunkt für die Differenzbildung ist dabei der Maßnahmenbeginn der Teilnehmer. Hierdurch erhalten Nicht-Teilnehmer wegen des Lock-in-Effekts bei Teilnehmern jedoch einen logischen Vorsprung. Selbst wenn es keinen Programmeffekt gibt, verschwindet dieser Vorsprung nur asymptotisch. Bei einem schwachen

Programmeffekt kann es deshalb mehrere Jahre dauern, bis dieser beim Vergleich mit der Kontrollgruppe sichtbar wird. Mit anderen Worten: bei einem kurzen Beobachtungszeitraum sind positive Maßnahmeneffekte nur dann erkennbar, wenn die Programmeffekte sehr stark ausfallen.

Bei der Evaluierung des Reformeffekts stellt sich ein ganz ähnliches Problem. Die Reform im Bereich der beruflichen Weiterbildung trat 2003 in Kraft. Die verfügbaren Daten decken derzeit erst einen Zeitraum von maximal 18 Monaten seit Beginn der Reform ab. Um den Reformeffekt evaluieren zu können, sind daher alternative Methoden erforderlich. Verweildauermodelle bieten hier einen geeigneten Weg, Programmeffekte frühzeitig sichtbar zu machen.

Ganz generell kommt auch die vorliegende Studie zu dem Schluss, dass der schlechte Ruf von Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung bereits vor der Reform nicht gerechtfertigt war. Die Teilnahme an einer berufsbezogenen oder übergreifenden Weiterbildung führt im Durchschnitt zu einer Verbesserung der Beschäftigungswahrscheinlichkeit von etwa fünf Prozentpunkten. Interessanterweise spiegelt sich dieser Effekt nicht in einem komplementären Rückgang der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit wider. Der Anstieg der Beschäftigungswahrscheinlichkeit speist sich vielmehr aus einem verminderten Rückzug in die Nicht-Erwerbstätigkeit.

Ganz generell scheint die Reform den Wirkungsgrad verbessert zu haben. Obwohl die Maßnahmen im Durchschnitt kürzer geworden sind, ist der Programmeffekt dadurch nicht beeinträchtigt worden. Daraus kann man insgesamt den Schluss ziehen, dass durch die Reform Effizienzgewinne erzielt werden konnten. In welchem Ausmaß sich diese Effekte durch eine veränderte Teilnehmerzusammensetzung und durch eine Veränderung der Maßnahmenwirkung erklären lassen ist Gegenstand zukünftiger Forschung.

Literatur

- Biewen, M./B. Fitzenberger (2004): Neuausrichtung der Förderung beruflicher Weiterbildung. In: Hagen, T. und A. Spermann (Hrsg.): Hartz-Gesetze – Methodische Ansätze zu einer Evaluierung, Baden-Baden: Nomos.
- Biewen, M./B. Fitzenberger/A. Osikominu/M. Waller (2006): Employment Effects of Short to Medium Term Training Programs in Germany in the early 2000s, University of Frankfurt, mimeo.

- Blien, U./Hirschenauer, F./Arendt, M./Braun, H. J./Gunst, D.-M./Kilcioglu, S./Kleinschmidt, H./Musati, M./Roß, H./Vollkommer, D./Wein, J. (2004): Typisierung von Bezirken der Agenturen für Arbeit, *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, 37, 146–175.
- Cox, D. R. (1972): Regression Models and Life Tables (with Discussion). In: *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 24, pp. 406–424.
- Fitzenberger, B./Speckesser, S. (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33, 357–370.
- Fitzenberger, B./A. Osikominu/R. Völter, R. (2006): Get Training or Wait? Long-Run Employment Effects of Training Programs for the Unemployed in West Germany. IZA Discussion Paper 2121.
- Frederiksson, P./P. Johansson (2003): Program Evaluation and Random Program Starts. IFAU Working Paper, 2003:1.
- Hartz, P. et al. (2002): Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Bericht der Kommission (Broschüre A 306 des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung), Berlin.
- Heckman, J./R. Lalonde/J. Smith, J. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, A.; Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics* (Elsevier), 1865–2097.
- Hujer, R./Fitzenberger B. (2002): Stand und Perspektiven der Evaluation der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 3, 139–158.
- Hujer, R./K.-O. Maurer/M. Wellner (1999): The Effects of Public Sector Sponsored Training on Unemployment Duration in West Germany, *Ifo Studien*, 45, 371–410.
- Hujer, R./M. Wellner (2000) Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33, 405–419.
- Hujer, R./S. L. Thomsen/C. Zeiss (2006): The Effects of Vocational Training Programmes on the Duration of Unemployment in Eastern Germany, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 90, 299–321
- Lechner, M./R. Miquel/C. Wunsch (2005a): The Curse and Blessing of Training the Unemployed in a Changing Economy. The Case of East Germany After Unification, IAB Discussion Paper No. 14/2005.
- Lechner, M./R. Miquel/C. Wunsch (2005b): Long-Run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany, IAB Discussion Paper No. 3/2005.
- Schneider, H./K. Brenke/L. Kaiser/J. Steinwede/B. Jesske/A. Uhlenborff (2006): Evaluation der Maßnahmen zur Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit, IZA Research Report No. 7, Bonn.
- Sianesi, B. (2004): An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s. In: *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133–155.

Anhang

Tabelle A1

Verteilung ausgewählter Merkmale vor und nach dem Propensity-Score-Matching

Variable	Variante	Mittelwert		Sig.	standardisierter Bias		Test
		Teilnehmer	Kontrollgruppe		% Bias	Bias	
Deutsche Nationalität	ohne Matching	0,9260	0,8788	***	15,9	98,1	0,000
	mit Matching		0,9268		-0,3		0,857
Alter	ohne Matching	36,3680	38,7550	***	-22,3	84,3	0,000
	mit Matching		35,9950		3,5		0,038
Schulabschluss							
kein Schulabschluss	ohne Matching	0,0557	0,1208	***	-23,1	97,3	0,000
	mit Matching		0,0575		-0,6		0,683
Hauptschulabschluss	ohne Matching	0,3179	0,4662	***	-30,7	99,5	0,000
	mit Matching		0,3186		-0,1		0,935
Mittlere Reife	ohne Matching	0,4139	0,2999	***	23,9	97,0	0,000
	mit Matching		0,4172		-0,7		0,716
Fachhochschulreife	ohne Matching	0,0666	0,0361	***	13,9	95,9	0,000
	mit Matching		0,0653		0,6		0,790
Abitur/Hochschulreife	ohne Matching	0,1460	0,0770	***	22,0	93,3	0,000
	mit Matching		0,1413		1,5		0,484
Ausbildung							
betriebliche Ausbildung	ohne Matching	0,5968	0,5285	***	13,8	78,1	0,000
	mit Matching		0,6118		-3,0		0,105
außerbetriebliche Ausbildung	ohne Matching	0,0358	0,0224	***	8,0	-12,7	0,000
	mit Matching		0,0207		9,0		0,000
Berufsfachschule	ohne Matching	0,0155	0,0154		0,1	-937,0	0,958
	mit Matching		0,0164		-0,7		0,706
Fachschule	ohne Matching	0,0450	0,0321	***	6,7	55,9	0,000
	mit Matching		0,0393		3,0		0,133
Universität	ohne Matching	0,0701	0,0336	***	16,6	75,2	0,000
	mit Matching		0,0611		4,1		0,052
ohne abgeschlossene Ausbildung	ohne Matching	0,1969	0,3526	***	-35,4	81,4	0,000
	mit Matching		0,2259		-6,6		0,000
Fachhochschule	ohne Matching	0,0399	0,0155	***	14,9	38,7	0,000
	mit Matching		0,0249		9,1		0,000
Familienstand							
alleinlebend	ohne Matching	0,4112	0,4047		1,3	9,0	0,325
	mit Matching		0,4171		-1,2		0,527
allein erziehend	ohne Matching	0,0579	0,0557		0,9	-17,5	0,489
	mit Matching		0,0554		1,1		0,568
nicht verheiratet, nicht alleinlebend	ohne Matching	0,0700	0,0547	***	6,3	67,4	0,000
	mit Matching		0,0749		-2,1		0,308
verheiratet	ohne Matching	0,4610	0,4849	***	-4,8	65,0	0,000
	mit Matching		0,4527		1,7		0,373
Anzahl Kinder im Haushalt	ohne Matching	0,6177	0,5292	***	10,1	99,0	0,000
	mit Matching		0,6168		0,1		0,957
Kind im Alter von unter 3 Jahren	ohne Matching	0,0653	0,0488	***	7,1	93,5	0,000
	mit Matching		0,0664		-0,5		0,820
Kind im Alter von unter 14 Jahren	ohne Matching	0,2432	0,1921	***	12,4	93,7	0,000
	mit Matching		0,2399		0,8		0,692
Tagesentgelt aus Erwerbstätigkeit in ... vor (fiktivem) Maßnahmenbeginn							
der letzten Erwerbstätigkeit	ohne Matching	47,0220	39,7060	***	17,7	62,7	0,000
	mit Matching		44,2900		6,6		0,002
dem letzten Halbjahr	ohne Matching	23,0140	18,8150	***	25,9	98,8	0,000
	mit Matching		23,0630		-0,3		0,882
dem vorletzten Halbjahr	ohne Matching	29,1660	23,5360	***	22,6	89,9	0,000
	mit Matching		28,5950		2,3		0,265
dem drittletzten Halbjahr	ohne Matching	33,4580	25,8890	***	27,0	85,8	0,000
	mit Matching		32,3800		3,8		0,065
dem viertletzten Halbjahr	ohne Matching	34,7620	27,1180	***	25,7	86,5	0,000
	mit Matching		33,7310		3,5		0,095
Behinderung							
anerkannt	ohne Matching	0,0208	0,0337	***	-7,9	100,0	0,000
	mit Matching		0,0208		0,0		1,000
Gleichgestellt (§ 2 SchwbG)	ohne Matching	0,0032	0,0027		1,0	32,8	0,443
	mit Matching		0,0036		-0,7		0,745
Gleichstellung möglich	ohne Matching	0,0025	0,0035		-1,9	-4,3	0,195
	mit Matching		0,0014		2,0		0,200
keine Behinderung	ohne Matching	0,9735	0,9602	***	7,4	94,7	0,000
	mit Matching		0,9742		-0,4		0,813

Sig.: Merkmalsunterschiede für Teilnehmer und Kontrollgruppe: *) $p < 0,1$; **) $p < 0,05$; ***) $p < 0,01$. Der standardisierte Bias entspricht der Differenz der Mittelwerte zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern im Verhältnis zur Wurzel der durchschnittlichen Varianzen, siehe Sianesi (2004). Die hier aufgeführten Kovariablen stellen nur eine Auswahl aller in die Schätzungen eingegangenen Kovariablen dar.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit, IEB; eigene Berechnungen.