

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Reinhard Hujer, Marc Wellner

Berufliche Weiterbildung und individuelle
Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland:
Eine mikroökonomische Analyse

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-Heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse

Reinhard Hujer und Marc Wellner*

In dieser Studie wird eine vergleichende empirische Analyse der Effekte beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer für West- und Ostdeutschland durchgeführt. Als Datengrundlage werden die Informationen aus dem Sozio-ökonomischen Panel für Westdeutschland (1984-1994) und für Ostdeutschland (1990-1995) verwendet. Zudem wird ein kurzer Überblick über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit und der Ausgaben für berufliche Weiterbildung gegeben, um die gesellschaftspolitische Relevanz der Evaluationsforschung zu verdeutlichen. Die Modellierung des Selektionsproblems erfolgt mit Hilfe von Matching-Ansätzen, die auf der Schätzung eines Panel-Probit-Modells für die Teilnahmewahrscheinlichkeit basieren. Diskrete Hazardratenmodelle dienen dazu, die Effekte beruflicher Weiterbildungsmaßnahmen auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer zu bestimmen.

Die empirischen Befunde zeigen für Westdeutschland für Kurse bis zu 6 Monaten tendenziell positive Effekte, die allerdings langfristig (nach 2 Jahren) abnehmen. Kurse mit über 6 Monaten Dauer haben dagegen keine signifikanten Effekte, sie weisen eher negative Tendenzen auf. Für Ostdeutschland sind keine signifikanten Effekte zu beobachten, lange Kurse wirken ebenfalls tendenziell negativ. Wegen fehlender differenzierter Informationen über einzelne Maßnahmentearten und der geringen Fallzahlen in den Stichproben sind die empirischen Befunde lediglich als Tendenzaussagen zu interpretieren.

Gliederung

- 1 Einleitung
 - 2 Arbeitslosigkeit und berufliche Weiterbildung: Empirische Befunde
 - 3 Datengrundlage: Das Sozio-ökonomische Panel
 - 4 Modellierung der Selektionsverzerrung und Matching-Ansatz
 - 4.1 Das Selektionsproblem
 - 4.2 Panel Probit-Modelle zur Schätzung der Partizipationsneigung
 - 4.3 Anwendung von Matching-Methoden
 - 5 Effekte öffentlich geförderter beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeit
 - 6 Fazit und Ausblick
- Anhang
- Literaturverzeichnis

1 Einleitung

Seit der Verabschiedung des Arbeitsförderungsgesetzes im Jahre 1969 gelten Fortbildung und Umschulung als wesentliche Bestandteile aktiver Arbeitsmarktpolitik. Zentrales Ziel der Maßnahmen beruflicher Weiterbildung ist die Verbesserung der Vermittlungschancen von Arbeitslosen und damit die Verkürzung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer. Die Bedeutung dieser Maßnahmen hat über Jahrzehnte stark zugenommen, da seit 1980 in Westdeutschland die Arbeitslosenquote und auch die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer dramatisch stiegen und in den neunziger Jahren auf hohem Niveau verharrten. Gleichzeitig nahmen die Ausgaben der Bundesanstalt für Arbeit für berufliche Weiterbildung deutlich zu. Dies gilt nicht nur absolut, sondern auch relativ zu den Gesamtausgaben der Bundesanstalt für Arbeit. Dieser Trend verstärkte sich mit der Wiedervereinigung, da die Qualifikationsstruktur der ostdeutschen Erwerbspersonen den Anforderungen moderner Produktionsprozesse angepasst werden musste. So wurden von der Bundesanstalt für Arbeit für berufliche Weiterbildung beispielweise im Jahre 1992 für Westdeutschland 7,6 Mrd. DM und für Ostdeutschland 11,3 Mrd. DM zur Verfügung gestellt. Allerdings erfolgte für Ostdeutschland ab 1993 eine Reduktion der Ausgaben auf 10,4 Mrd. DM in 1993 und auf ein Niveau zwischen 7 und 7,3 Mrd. DM in den folgenden Jahren.

Angesichts der weiterhin hohen Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik einerseits und der angespannten Lage der öffentlichen Haushalte andererseits sollte die Frage nach der Wirksamkeit und Effizienz öffentlicher Weiterbildungsmaßnahmen jedoch sowohl in der empirischen Arbeitsmarktforschung als auch im Rahmen der Arbeitsmarktpolitik intensiver diskutiert werden (vgl. auch Jahresgutachten 1995/96: 118 ff. und 1997/98: 97 des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage). Zur Berechnung der Effekte beruflicher Weiterbildungsmaßnahmen auf die Arbeitslosigkeitsdauer oder auch auf andere Ergebnisvariablen, wie Arbeitslosenquote, Beschäftigungsdauer und Ein-

* Univ. Prof. Dr. Reinhard Hujer ist Inhaber des Lehrstuhls Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung) an der Universität Frankfurt/Main. Seine Forschungsgebiete sind empirische Arbeitsmarktforschung, Mikroökonomie, Finanzmarktökonomie und Panel-Analysen. Dr. Marc Wellner war von 1995 bis 1999 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie und hat im Bereich der empirischen Arbeitsmarktforschung gearbeitet. Seit 2000 ist er bei der Deutschen Luft Hansa AG beschäftigt. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung. Ebenfalls möchten wir uns bei den Teilnehmern des IAB-Workshops „Evaluation of Active Labour Market Policy“, insbesondere bei M. Lechner und J. Smith sowie bei M. Caliendo und zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Anregungen bedanken

kommen führt ein einfacher Vergleich zwischen Personen mit bzw. ohne Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen zu verzerrten Ergebnissen. Es wird bei diesem Ansatz nicht berücksichtigt, dass die beiden Gruppen im Hinblick auf ihre individuellen Merkmale unterschiedlich sind, also sogenannte Selektionseffekte vorliegen. So könnten beispielsweise Personen mit höherer Schulbildung, jüngere Personen oder Deutsche eine höhere Neigung zur Teilnahme an Weiterbildung haben: In diesem Fall wäre ein möglicher positiver Weiterbildungseffekt auch auf diese Merkmale zurückzuführen und nicht auf die isolierte Wirkung der Maßnahme selbst.

Um die kausalen Effekte von Weiterbildungsmaßnahmen zu ermitteln, ist es deshalb notwendig, die Arbeitsmarktsituation (z.B. Arbeitslosigkeitsdauer) der Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen mit der entsprechenden hypothetischen, unbeobachtbaren Situation bei Nichtteilnahme zu vergleichen. Eine geeignete Kontrollgruppe kann in experimentellen Datensätzen durch Zufallsauswahl ermittelt werden, bei der Verwendung von nicht-experimentellen Daten sind statistische und ökonometrische Methoden einzusetzen (vgl. zu einem Überblick: Heckman/ LaLonde/ Smith 1999).

In den USA sind in den vergangenen Jahren eine Vielzahl von empirischen Studien zur Evaluation arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen vorgelegt worden (vgl. beispielsweise Heckman/ LaLonde Smith 1999 und den Beitrag von Smith 2000 in diesem Heft). Die Bedeutung dieses Forschungsfeldes hat auch für die europäischen Länder stark zugenommen (vgl. beispielsweise Björklund 1989, Blundell/ Dearden/ Meghir 1994, Bonnal/ Fougère/ Serandon 1997, Van Ours 1999, Brännäs 200) sowie die Beiträge von Dolton 2000 und Lechner 2000 in diesem Heft). In der Bundesrepublik Deutschland wurde in den vergangenen fünf Jahren diese zentrale arbeitsmarktpolitische Thematik ebenfalls intensiv für Ost- und Westdeutschland behandelt (vgl. zu einem Überblick den Beitrag von Fitzenberger/ Speckesser 2000 in diesem Heft).

In dieser Studie wird eine vergleichende empirische Analyse der Effekte beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Ar-

beitslosigkeitsdauer für West- und Ostdeutschland durchgeführt. Datengrundlage ist das Sozio-ökonomische Panel für West- und Ostdeutschland. Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Kapitel 2 gibt einen kurzen Überblick über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit und der Ausgaben für berufliche Weiterbildung in Ost- und Westdeutschland. Kapitel 3 beschreibt die für die empirische Studie verwendeten Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel. Das Kapitel 4 behandelt die Modellierung des Selektionsproblems mit Hilfe von Matching-Ansätzen und die Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit unter Verwendung eines Panel Probit-Modells. Die Bestimmung der empirischen Resultate zu den Wirkungen von beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer für West- und Ostdeutschland mit Hilfe eines diskreten Hazardratenmodells wird in Kapitel 5 präsentiert. Schließlich werden in Kapitel 6 die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst und ein Ausblick auf weitere Forschungen gegeben.

2 Arbeitslosigkeit und berufliche Weiterbildung: Empirische Befunde

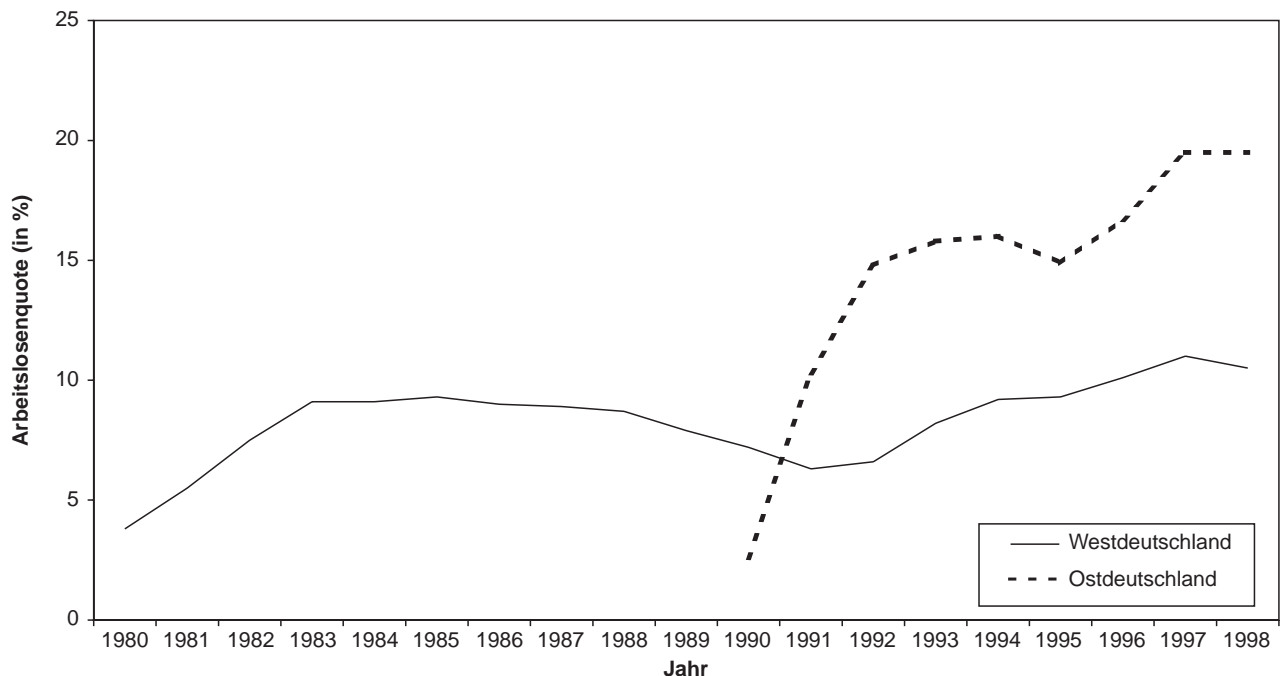
Die Entwicklung der Arbeitslosenquote in West- und Ostdeutschland ist in Abb. 1 dargestellt. Sie zeigt den starken Anstieg in Westdeutschland zu Beginn der 80er Jahre und die anschließende Persistenz auf hohem Niveau.

Für Ostdeutschland ist infolge der strukturellen Probleme des Transformationsprozesses zu Beginn der neunziger Jahre ein dramatischer Anstieg der Arbeitslosenquote auf ein Niveau von deutlich über 15 % zu beobachten.

Um dem Problem steigender Arbeitslosigkeit zu begegnen, wurden auch die Ausgaben für berufliche Weiterbildung erhöht (Abb. 2a und 2b), allerdings für Ostdeutschland nach einem Höchstwert von 11,3 Mrd. DM in 1992 auf knapp 6 Mrd. DM im Jahr 1997 reduziert.

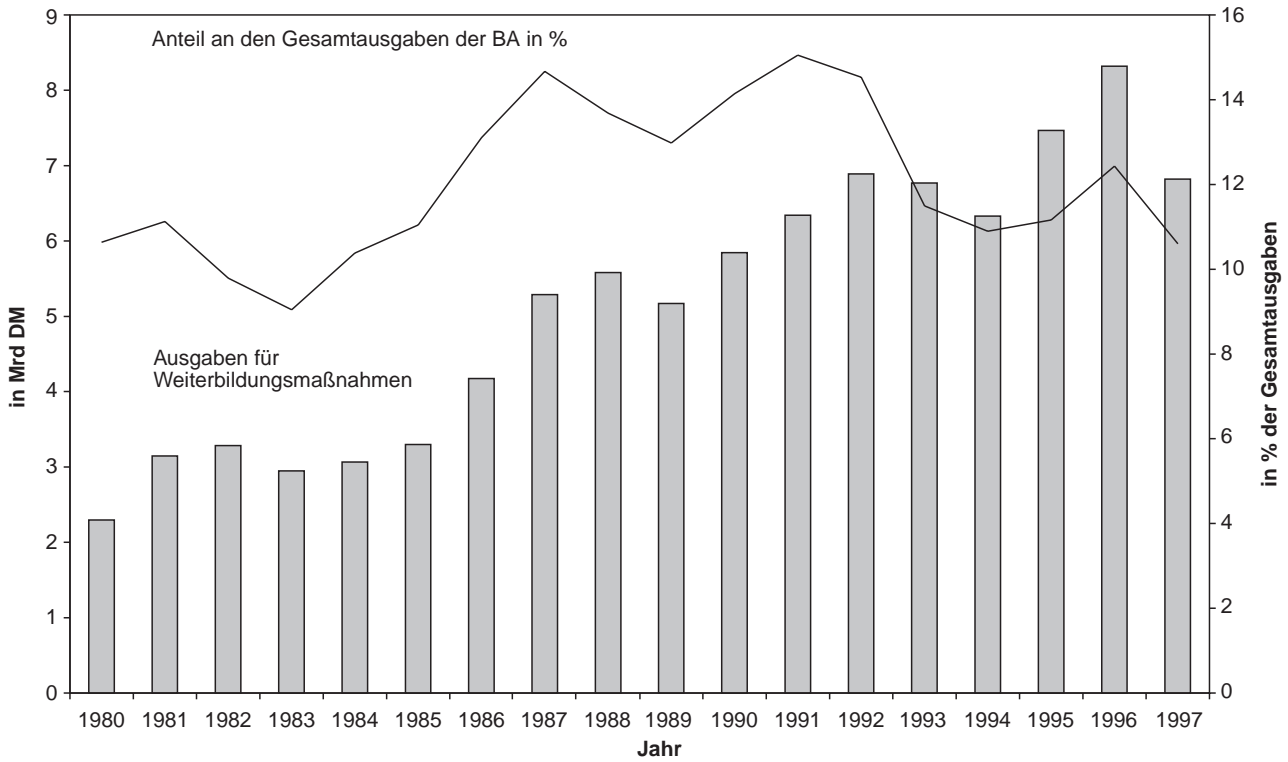
Die Bundesanstalt für Arbeit fördert dabei nach dem Arbeitsförderungsgesetz (AFG) folgende Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung:

Abb. 1: Arbeitslosenquote in Westdeutschland (1980-1998) und Ostdeutschland (1990-1998)



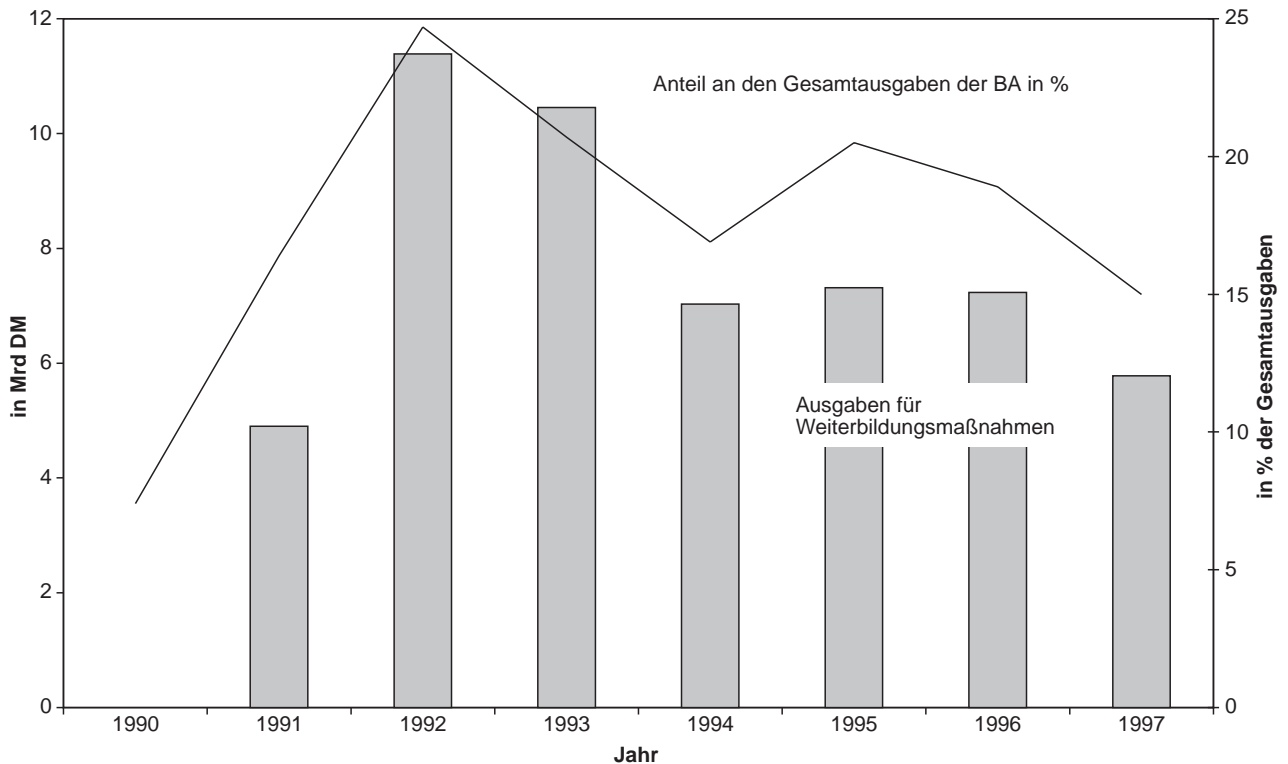
Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, verschiedene Ausgaben.

Abb. 2a: Ausgaben der Bundesanstalt für Arbeit für Weiterbildungsmaßnahmen in Westdeutschland (1980-1997)



Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, verschiedene Ausgaben.

Abb. 2b: Ausgaben der Bundesanstalt für Arbeit für Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland (1990-1997)



Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, verschiedene Ausgaben.

- Fortbildung in einem Beruf (§ 41-46 AFG) soll dazu dienen, einerseits Problemgruppen, wie Langzeitarbeitslose oder ältere Arbeitnehmer, (Anpassungsfortbildung), andererseits spezielle berufliche Fähigkeiten von Arbeitnehmern (Aufstiegsfortbildung) zu fördern. Darüber hinaus werden mit

Hilfe von kurzen Kursen Maßnahmen zur Verbesserung der Vermittlungsaussichten unterstützt (§ 41a AFG).

- Maßnahmen zur Umschulung zielen darauf ab, die Teilnehmer auf neue berufliche Anforderungen vorzubereiten, die

Abb. 3a: Eintritte in Weiterbildungsmaßnahmen nach Art der Maßnahme für Westdeutschland (1982-1997) ^{a)}

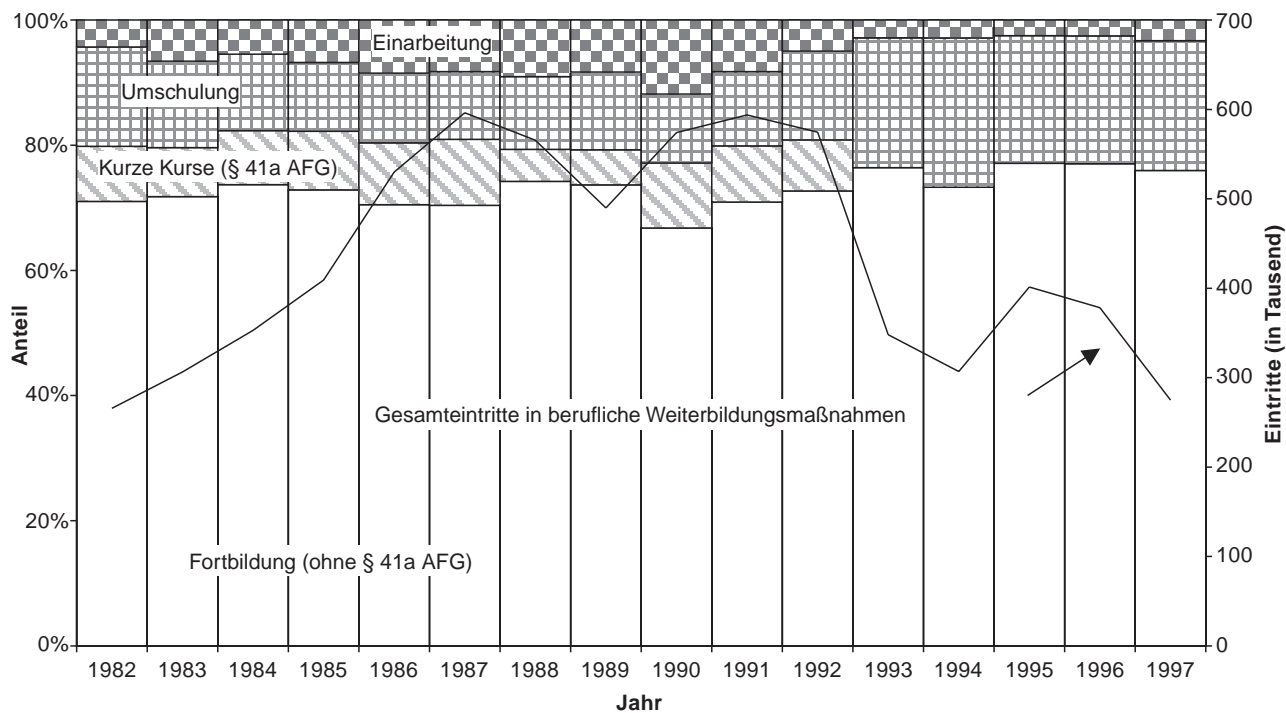
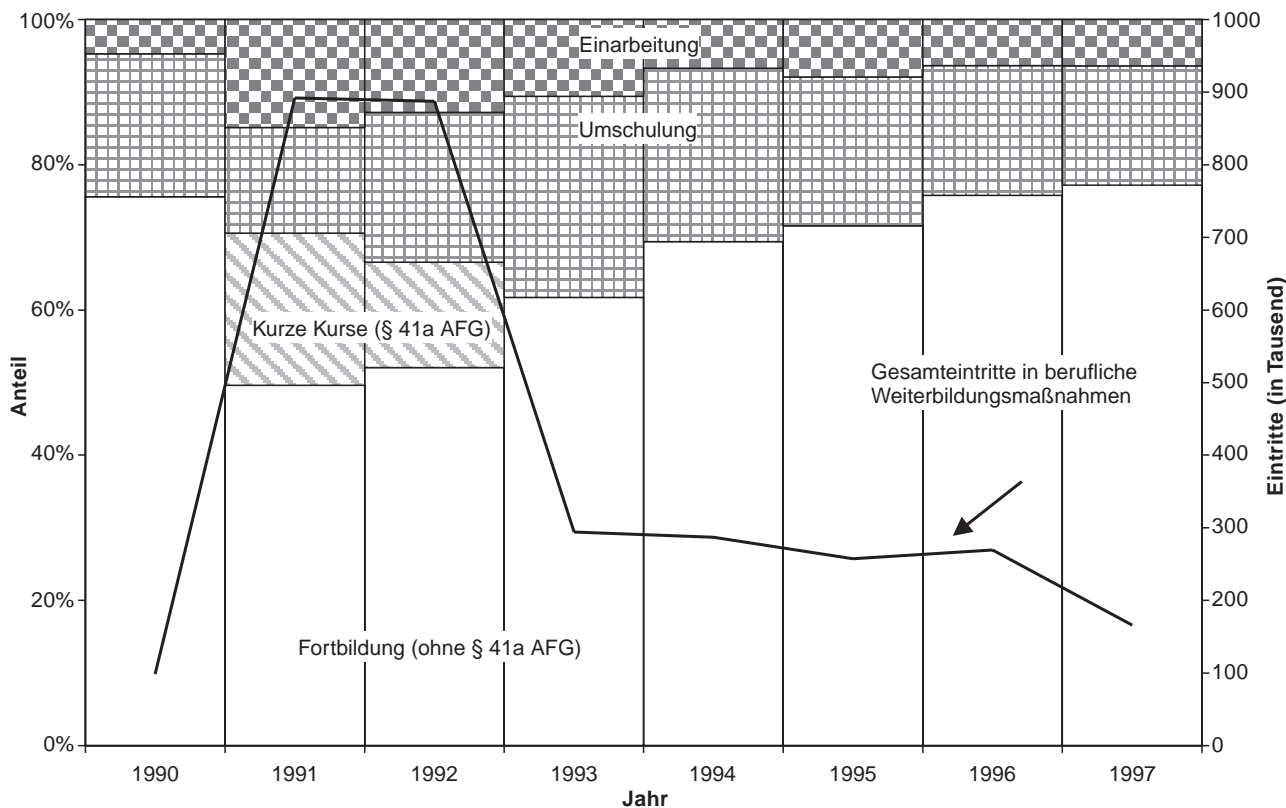


Abb. 3b: Eintritte in Weiterbildungsmaßnahmen nach Art der Maßnahme für Ostdeutschland (1990-1997) ^{a), b)}



a) Kurze Kurse nach § 41a AFG werden seit 1993 nicht mehr durchgeführt.

b) Die Angaben für Ostdeutschland für das Jahr 1990 beziehen sich nur auf die Monate September bis Oktober. Außerdem enthalten die Zahlen für Fortbildung in Ostdeutschland für das Jahr 1990 auch kurze Kurse nach § 41a AFG, da separate Angaben nicht erhältlich waren.

Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Berufliche Weiterbildung, verschiedene Ausgaben.

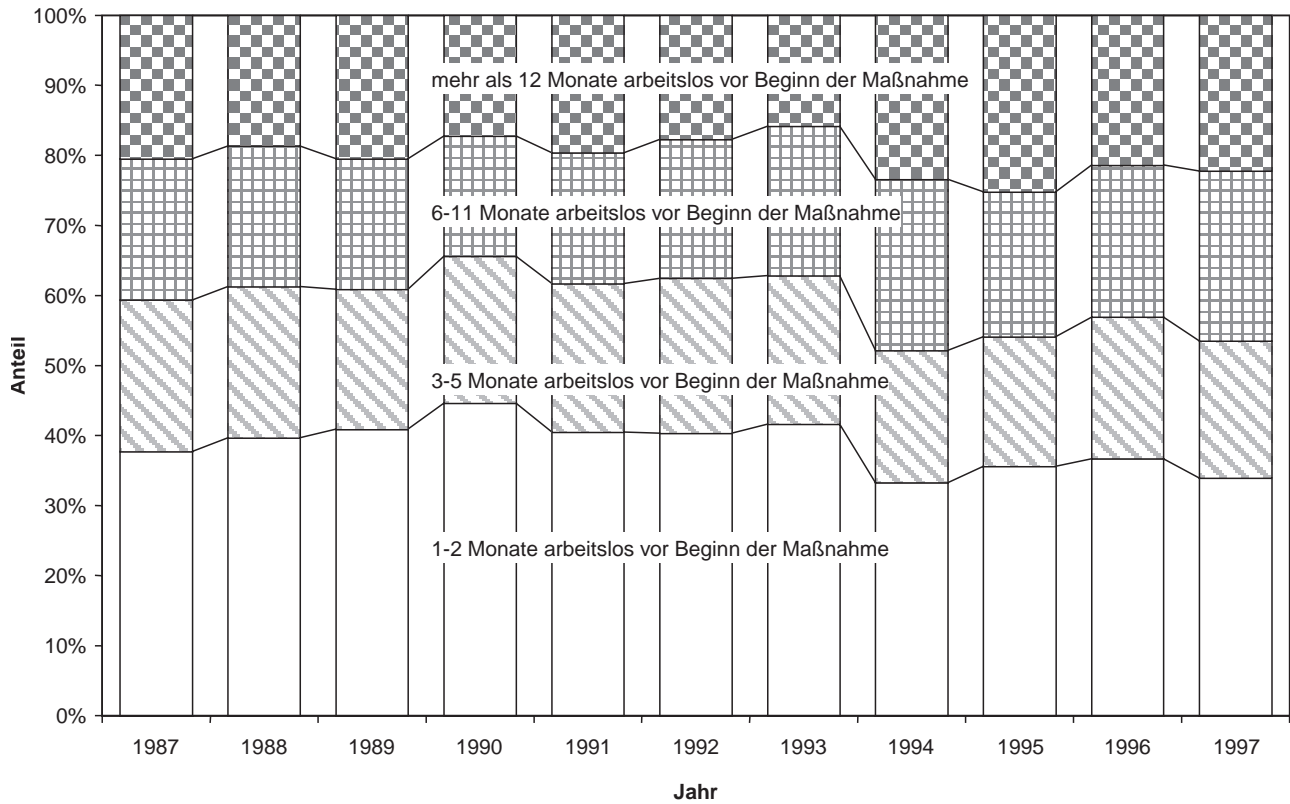
infolge des zunehmenden technologischen Wandels auf dem Arbeitsmarkt entstanden sind (§ 47 AFG).

- Durch die Förderung der Maßnahmen zur Einarbeitung soll erreicht werden, dass die Aufgaben in einem neuen Job besser erfüllt werden können (§ 49 AFG).

Aus den Abbildungen 3a und 3b ist die Bedeutung der verschiedenen Maßnahmen-Arten für West- und Ostdeutschland zu entnehmen.

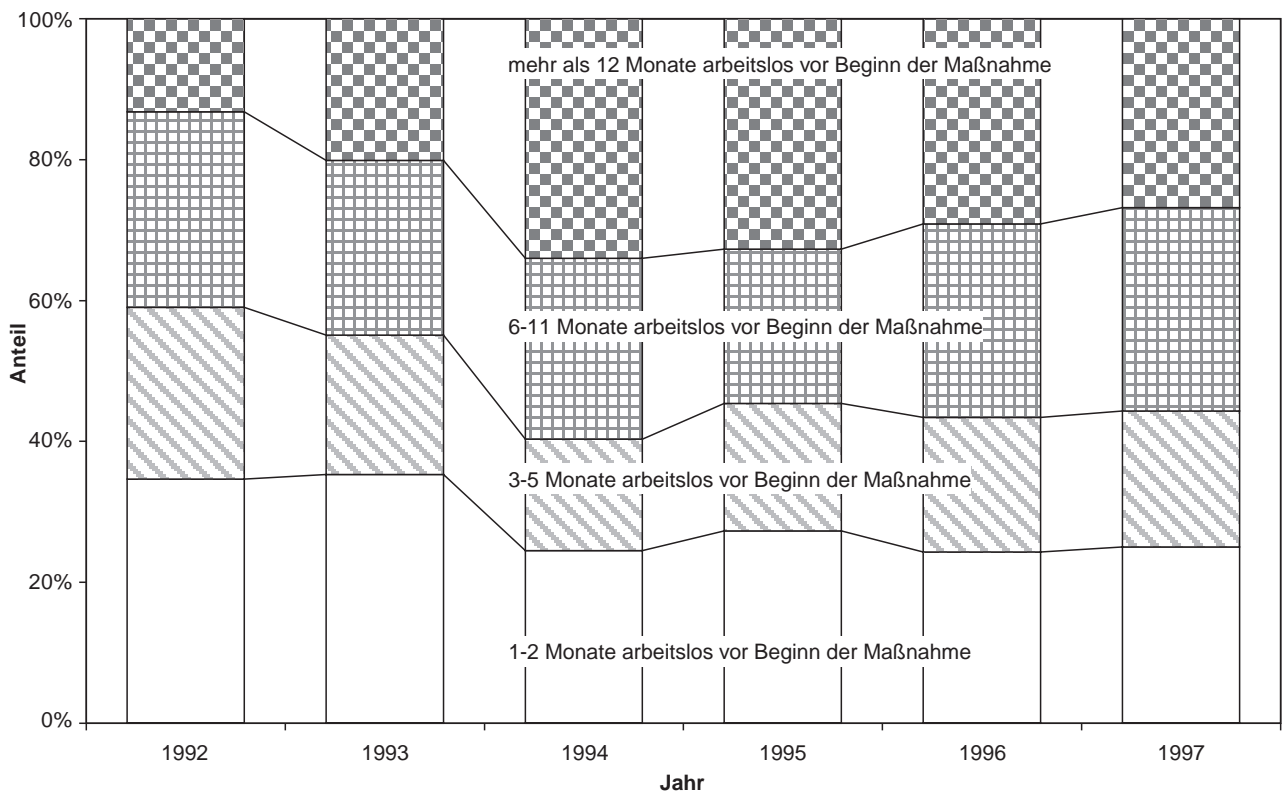
Für Westdeutschland ergibt sich ein stetiger Anstieg der Anzahl der Teilnehmer bis zu 600 Tausend im Jahre 1987, eine

Abb. 4a: Dauer der Arbeitslosigkeit vor Beginn der staatlichen Weiterbildungsmaßnahme für Westdeutschland (1987-1997)



Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Berufliche Weiterbildung, verschiedene Ausgaben.

Abb. 4b: Dauer der Arbeitslosigkeit vor Beginn der staatlichen Weiterbildungsmaßnahme für Ostdeutschland (1992-1997)



Quelle: Bundesanstalt für Arbeit: Berufliche Weiterbildung, verschiedene Ausgaben.

Reduktion in 1989 und bis 1991 wieder ein Anstieg fast auf das Niveau von 1987. Die zehnte Reform des AFG im Jahre 1992 führte jedoch in den folgenden Jahren zu einer drastischen Verringerung der Teilnehmerzahlen. Die bedeutsamste Weiterbildungsmaßnahme ist die Fortbildung mit einem Anteil von knapp 80 %. Die Förderung kurzer Kurse nach § 41a AFG wurde ab 1993 eingestellt. Für Ostdeutschland lagen die Teilnehmerzahlen für 1991 und 1992 bei ungefähr 900 Tausend, gingen jedoch ab 1993 auf ca. 300 Tausend zurück und lagen 1997 unter 200 Tausend. Auch in Ostdeutschland kam der beruflichen Fortbildung die größte Bedeutung zu.

Betrachtet man die Arbeitslosigkeitsdauer von Teilnehmern vor Beginn der beruflichen Weiterbildung, so zeigt sich, dass zwischen 1987 und 1997 der Anteil der Teilnehmer an staatlichen Weiterbildungsmaßnahmen, die lediglich 1-2 Monate vor Beginn der Maßnahme arbeitslos waren, tendenziell zurückgegangen ist (Abb. 4a). Noch deutlicher wird dies für Ostdeutschland seit 1994, da der Anteil der Teilnehmer, die vor Beginn der Maßnahme 1-2 Monate arbeitslos waren, durchschnittlich 25 % beträgt, während der Anteil der Teilnehmer mit mehr als 12 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer durchschnittlich 30 % ist (Abb. 4b).

3 Datengrundlage: Das Sozio-ökonomische Panel

Als Datenbasis für die Analyse werden die ersten elf Wellen des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für Westdeutschland (1984-1994) sowie die ersten sechs Wellen für Ostdeutschland (1990-1995) verwendet. In dem jährlich erhobenen, retrospektiven Erwerbskalendarium sind Informationen über acht verschiedene Erwerbszustände, beispielsweise Vollzeit-Beschäftigung, Teilzeit-Beschäftigung, berufliche Weiterbildung, Arbeitslosigkeit, usw. in monatlicher Differenzierung verfügbar. Darüber hinaus liegen ebenfalls monatliche Daten über elf Einkommensarten der Individuen aus dem retrospektiven Einkommenskalendarium vor. Die Teilnahme an öffentlich geförderter Weiterbildung wird mit Hilfe der Information des Einkommenskalendariums über den Bezug von Unterhaltsgeld während einer Fortbildungs- oder Umschulungsmaßnahme identifiziert. Wegen der grundlegenden Änderung des AFG werden nur Weiterbildungsmaßnahmen in die Analyse einbezogen, die in Westdeutschland zwischen März 1985 und März 1993, in Ostdeutschland zwischen Juli 1990 und Juni 1993 begannen. Um Personen, die möglicherweise durch Frühverrentung aus dem Arbeitsmarkt ausscheiden, von der Analyse auszuschließen, werden für Westdeutschland nur Individuen berücksichtigt, die 1985 nicht älter als 50 Jahre waren. Für Ostdeutschland werden entsprechend nur Personen einbezogen, die 1990 nicht älter als 50 Jahre waren. Da die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer als Ergebnisvariable dient, können nur Individuen in der Analyse berücksichtigt werden, die während des Beobachtungszeitraums, für Westdeutschland zwischen 1985 und 1993 und für Ostdeutschland zwischen 1990 und 1994, mindestens eine Arbeitslosigkeitsepisode hatten. Arbeitslosigkeitsepisoden werden dann als vollständig definiert, wenn ein Übergang in Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigung oder berufliche Weiterbildung im Erwerbskalendarium zu beobachten ist. Andernfalls werden die Arbeitslosigkeitsepisoden als rechtszensiert behandelt. Linkszensierte Arbeitslosigkeitsepisoden werden aus methodischen Gründen von der Analyse ausgeschlossen (vgl. beispielsweise Hujer/ Schneider 1996, Vermunt 1997).

Aufgrund dieser Selektionskriterien ergibt sich für Westdeutschland eine Stichprobe von 2013 Individuen, 162 Teilnehmern an beruflicher Weiterbildung und 2980 Arbeitslo-

sigkeitsepisoden. Für Ostdeutschland besteht die Stichprobe aus 1632 Individuen, 231 Trainingsteilnehmern und 1761 Arbeitslosigkeitsepisoden. In dem betrachteten Zeitraum haben 76,5 % der Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen in Westdeutschland lediglich einen Kurs besucht, in Ostdeutschland liegt der Anteil bei 90,5 %. Betrachtet man die Kursdauern, so ist sowohl für West- als auch für Ostdeutschland eine Konzentration auf Maßnahmen bis zu 12 Monaten festzustellen (Abb. 5a und 5b).

Im Hinblick auf die Ermittlung der Effekte der Weiterbildungsmaßnahmen auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer ist zu prüfen, ob die Nichtteilnehmer eine geeignete Kontrollgruppe darstellen, um einen Vergleich zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern vornehmen zu können. Dies ist jedoch nur möglich, wenn die individuellen Charakteristika der beiden Gruppen sich nicht signifikant voneinander unterscheiden. Ausgewählte Ergebnisse für West- und Ostdeutschland werden dazu in Tab. 1 präsentiert.

Tab. 1: Vergleich ausgewählter sozio-ökonomischer Charakteristika für Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer für West- und Ostdeutschland 1991

	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Nicht-Teilnehmer	Teilnehmer	Nicht-Teilnehmer	Teilnehmer
Anzahl von Individuen	1366	145	1235	223
Alter (Jahren)	33.6	31.2	31.6	32.4
Männer (%)	52	57	43	32
Abitur, Fachhochschulreife (%)	14	17	13	18
Lehre, Ausbildung (%)	53	73	66	68
Universitätsabschluss (%)	5	9	19	28

Quelle: Eigene Berechnungen.

Unterschiede zeigen sich vor allem in Bezug auf Alter, Geschlecht, Bildungsgrad und Berufsausbildung. Zur Vermeidung dieses Selektionsproblems müssen statistische und ökonomische Methoden verwendet werden.

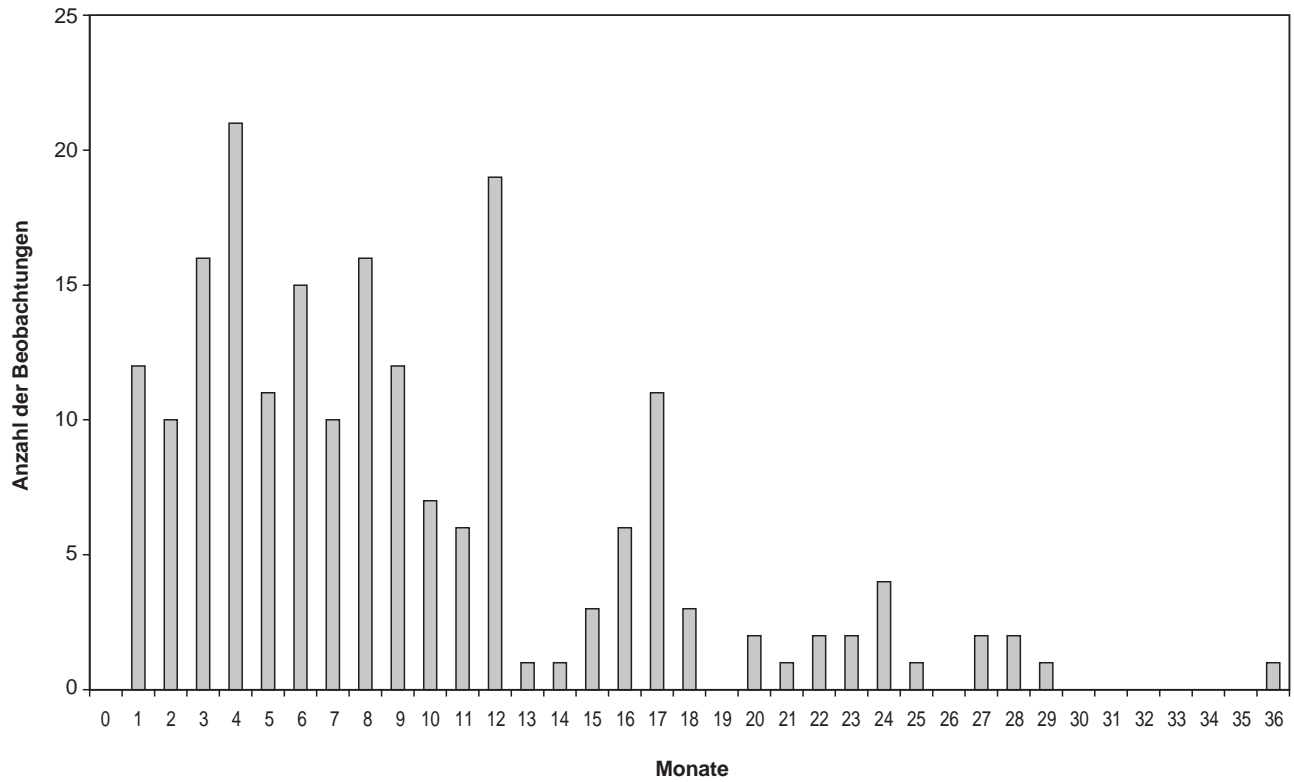
4 Modellierung der Selektionsverzerrung und Matching-Ansatz

4.1 Das Selektionsproblem

Im Rahmen der Evaluation von Weiterbildungsmaßnahmen oder - allgemeiner - von sozialen Programmen, kommt dem Selektionsproblem eine zentrale Bedeutung zu (z.B. Angrist/ Imbens/ Rubin 1996, Heckman/ Ichimura/ Smith/ Todd 1998, Heckman/ LaLonde/ Smith 1999). Der üblicherweise verwendete Analyserahmen ist das sogenannte Roy-Rubin-Modell (Roy 1951, Rubin 1974). Zur Evaluation einer Weiterbildungsmaßnahme ist ein Vergleich zwischen dem potenziellen Niveau einer bestimmten Ergebnis-Variablen (z.B. Arbeitslosigkeitsdauer) bei Teilnahme Y^1 mit dem potenziellen Niveau dieser Variablen für dasselbe Individuum bei Nichtteilnahme Y^0 notwendig. Der individuelle Effekt einer Teilnahme an der Weiterbildung, der gesamte kausale Effekt für das betrachtete Individuum, ist gegeben durch die Differenz der potenziellen Niveaus der Ergebnisvariablen:

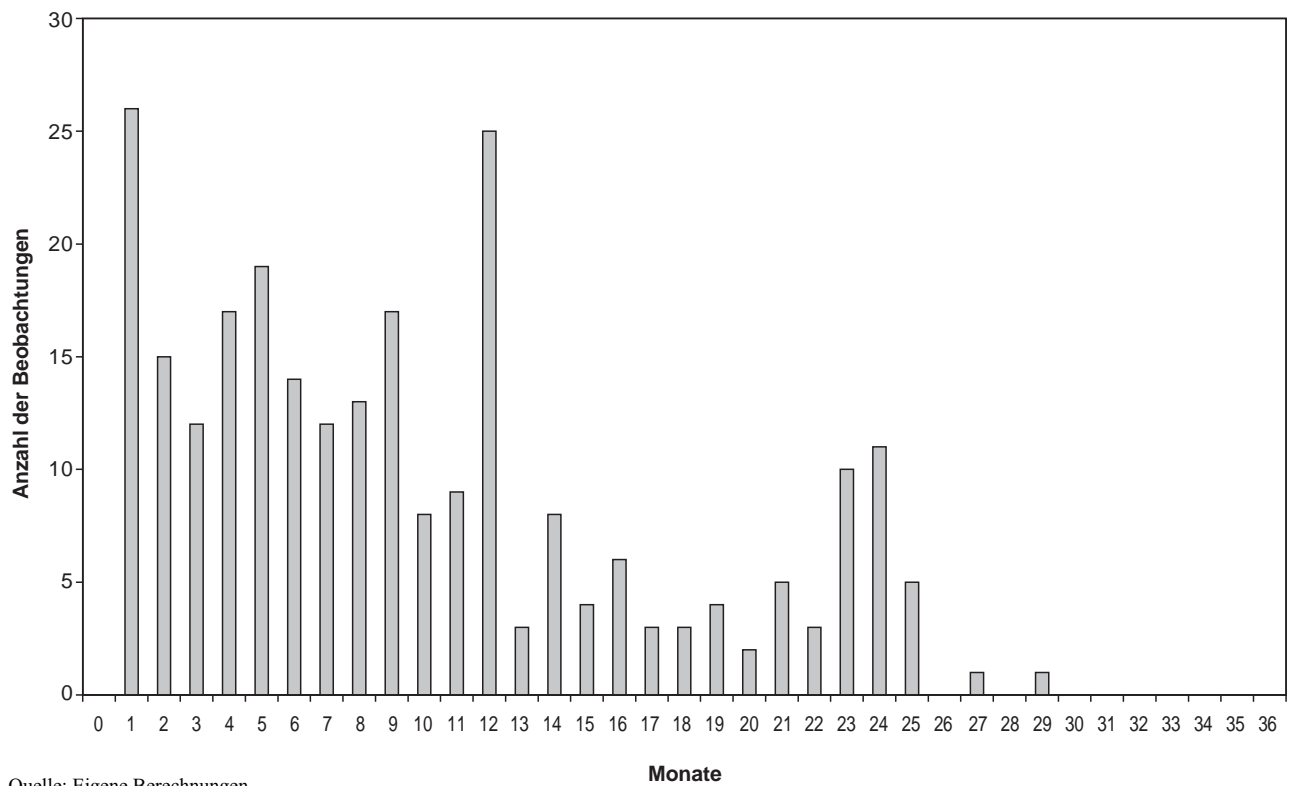
$$\Delta = Y^1 - Y^0. \quad (1)$$

Abb. 5a: Verteilung der Kursdauern der Weiterbildungsmaßnahmen für Westdeutschland



Quelle: Eigene Berechnungen.

Abb. 5b: Verteilung der Kursdauern der Weiterbildungsmaßnahmen für Ostdeutschland



Quelle: Eigene Berechnungen.

Definiert man eine Indikatorvariable D , die den Wert Eins bei Teilnahme und den Wert Null bei Nichtteilnahme annimmt, so zeigt sich, dass für ein gegebenes Individuum jedoch nur eines der beiden potenziellen Niveaus der Ergebnisvariablen tatsächlich beobachtbar ist:

$$Y = DY^1 + (1 - D)Y^0 \quad (2)$$

Der individuelle Effekt der Teilnahme ist also aus den verfügbaren Daten nicht identifizierbar. Unter bestimmten Annahmen sind aber mittlere Effekte identifizierbar, so z.B. der mittlere Effekt der Teilnahme für die Teilnehmer (*mean effect of treatment on the treated*):

$$E(\Delta|D = 1) = E(Y^1|D = 1) - E(Y^0|D = 1). \quad (3)$$

Unbeobachtbar ist hier der zweite Term auf der rechten Seite. Der Effekt ist aber identifizierbar, falls die Gruppe der tatsächlichen Nichtteilnehmer als eine valide Vergleichsgruppe herangezogen werden kann:

$$E(Y^0|D = 1) = E(Y^0|D = 0). \quad (4)$$

Diese identifizierende Annahme ist z.B. im Rahmen von sozialen Experimenten erfüllt, bei denen unter allen für das Programm bzw. die Weiterbildungsmaßnahme in Frage kommenden Bewerbern eine Zufallsauswahl darüber entscheidet, ob ein Bewerber auch tatsächlich teilnimmt oder ob er der Kontrollgruppe der Nichtteilnehmer zugewiesen wird. Die Gruppen der tatsächlichen Teilnehmer und tatsächlichen Nichtteilnehmer sind dann zufällige Stichproben aus der interessierenden Grundgesamtheit.

Soziale Experimente haben sich vor allem in den USA zur Evaluation von öffentlichen Fortbildungsprogrammen durchgesetzt, u.a. deswegen, weil die resultierenden Ergebnisse den politischen Entscheidungsträgern leicht zu vermitteln sind (z.B. Manski/ Garfinkel 1992). Für Deutschland sind entsprechende Daten jedoch nicht verfügbar.

In nichtexperimentellen Datensätzen wie dem Sozio-ökonomischen Panel, das für die vorliegende Studie verwendet wurde, ist die identifizierende Annahme (4) in der Regel nicht erfüllt. Vergleiche zwischen den Gruppen der Teilnehmer und der Nichtteilnehmer an beruflicher Weiterbildung ergeben im Allgemeinen signifikante Unterschiede in beobachtbaren Charakteristika (vgl. Tab. 1). Die Verwendung der Gruppe der tatsächlichen Nichtteilnehmer als Vergleichsgruppe führt dann zu einer Selektionsverzerrung

$$E(Y^0|D = 1) - E(Y^0|D = 0) \neq 0. \quad (5)$$

Lechner (1998) gibt einen Überblick über verschiedene nicht-experimentelle Evaluationsmethoden und die notwendigen identifizierenden Annahmen. Zur Modellierung der Selektionsverzerrung bei Vorliegen nicht-experimenteller Daten verwenden wir zur Ermittlung einer adäquaten Kontrollgruppe einen methodischen Ansatz, der von Rubin (1977) vorgeschlagen wurde. Folgende identifizierende Annahme muss dabei erfüllt sein:

$$Y^0 \perp\!\!\!\perp D \mid Z, \quad (6)$$

wobei Z alle für das potenzielle Niveau der Ergebnisvariablen und für die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung relevante Einflussfaktoren umfassen soll. In diesem Fall gilt:

$$E(Y^0 \mid Z, D = 1) = E(Y^0 \mid Z, D = 0). \quad (7)$$

Die Anwendbarkeit dieses Verfahrens ist bei großer Dimension von Z beschränkt. Rosenbaum/ Rubin (1983) haben ge-

zeigt, dass sich die bedingte Unabhängigkeitsannahme, auch für den sogenannten „propensity score“, die bedingte Partizipationswahrscheinlichkeit, übertragen lässt:

$$Y^0 \perp\!\!\!\perp D \mid P(Z) \quad (8)$$

und somit

$$E(Y^0 \mid P(Z), D = 1) = E(Y^0 \mid P(Z), D = 0). \quad (9)$$

gilt. Der Vorteil besteht in einer Reduktion des Dimensionalitätsproblems, da nunmehr nur noch eine skalare Größe, die bedingte Partizipationsneigung, zu ermitteln ist, um eine geeignete Kontrollgruppe bilden zu können. Zur Schätzung des „propensity score“ wird ein Panel Probit-Modell verwendet. Auf der Grundlage der empirischen Ergebnisse dieser Modellrechnungen werden mit Hilfe von Matching-Ansätzen die jeweiligen Kontrollgruppen für West- und Ostdeutschland gebildet.

4.2 Panel Probit-Modelle zur Schätzung der Partizipationsneigung

Ein zentrales Problem bei der Schätzung der Partizipationsneigung besteht in der Datierung der zeitabhängigen Kovariablen. Alle relevanten Kovariablen z_{it} des Individuums i werden bezogen auf t , den Zeitpunkt des Interviews in jedem Jahr. Die abhängige Variable D_{it} ist als Beginn einer Teilnahme an einer Weiterbildungsmaßnahme im Intervall $(t, t + 1)$ definiert. Die zeitabhängigen Kovariaten sind somit eindeutig definiert und möglichst nahe zum Beginn der Trainingsmaßnahme datiert.

Zur Schätzung der Partizipationsneigung wird ein Panel Probit-Modell verwendet:

$$D_{it}^* = z_{it}'\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, n; \quad t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

wobei β den Parametervektor, u_{it} den Störterm und D_{it}^* die latente, kontinuierliche abhängige Variable kennzeichnen. Die Beziehung zwischen D_{it}^* und der beobachteten Partizipation ist gegeben durch

$$D_{it}^* = I[D_{it}^* > 0] = I[z_{it}'\beta + u_{it} > 0] \quad (11)$$

wobei I , die Indikatorfunktion, eins ist, wenn $D_{it}^* > 0$ ist, sonst null.

Zur Schätzung dieses Modells verwenden wir die verallgemeinerte Momenten-Methode (GMM), die auf bedingten Momentenrestriktionen beruht. Dieser Schätzansatz wurde von Newey (1990, 1993) für eine allgemeine Klasse nichtlinearer Schätzer vorgeschlagen und von Bertschek/ Lechner (1998) und Inkmann (1999) für das Panel Probit-Modell implementiert. Die Autoren zeigen in Monte Carlo-Studien, dass der GMM-Schätzer bessere Eigenschaften als die konkurrierenden Ansätze, Maximum-Likelihood und Simulated Maximum-Likelihood besitzt.

Die empirischen Ergebnisse der GMM-Schätzung für West- und Ostdeutschland sind in Tab. 2 zusammengefasst (Definitionen der Variablen finden sich in Tabelle A.1 im Anhang).

Die Ergebnisse für Westdeutschland zeigen, dass ab ca. 31 Jahren die Wahrscheinlichkeit, an einer unterhaltsgeldfinanzierten Maßnahme teilzunehmen, mit zunehmendem Alter abnimmt. Ausländische Arbeitnehmer weisen eine geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit auf. Eine frühere Berufsausbildung (Lehre) erhöht die Wahrscheinlichkeit der Teilnahme, während der Abschluss eines Gymnasiums (Abitur) diese

Tab. 2: GMM-Schätzergebnisse für die Teilnahme an beruflicher Weiterbildung in Westdeutschland (1985-1992) und Ostdeutschland (1990-1992)

Variable	Parameter	
	Westdeutschland	Ostdeutschland
Konstante	-3.86645**	-2.40870**
Age/10	1.41192**	0.14501
(Age/10)2	-0.23378**	-0.03343
Female	0.10773*	0.30352**
Female×KS	-0.15012	-0.08943
Female×KM	-0.19026	
Female×KL	-0.15780	
Foreigner	-0.28692**	
Disabled	0.17804**	
PartHH	-0.10259*	-0.06762
Abitur	-0.23402**	0.15467*
Lehre	0.20205**	0.30129**
Diplom	0.15007	0.42200**
SatisLife	-0.07340**	-0.06214**
FutEmpDes	0.53175**	-0.20847
FutPartTime	-0.37862**	
Unemployed	0.09808	0.83307**
Employed	0.33269	0.14309
WhiCollar	0.09589	0.18157
BlueCollar	0.03248	0.10503
JobTenure	-0.03539**	
JobEduc	-0.36376**	-0.03293
Unm→Emp	-0.14992	-0.24650*
OLF→Emp	-0.17353	-0.09075
Emp→Unm	-0.14473	0.21636*
Unm→Unm	0.06997	-0.06938
OLF→Unm	-0.09848	0.11409
Emp→OLF	0.10337	0.38029**
Unm→OLF	-0.07917	-0.72129
OLF→OLF	-0.31847**	-0.62763
RegSituation	0.00660**	0.00812
Year90	-0.16008	
Year91	0.25480**	

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Wahrscheinlichkeit vermindert. Dies steht insofern im Einklang mit den Bestimmungen des AFG, da eine abgeschlossene Berufsausbildung oder eine gewisse Berufserfahrung eine wesentliche Voraussetzung für die Teilnahme an der Fortbildung bzw. Umschulung darstellt. Im Hinblick auf die Indikatoren der subjektiven Einstellung zum Erwerbsleben zeigt sich, dass der Wunsch, in der Zukunft eine Erwerbstätigkeit auszuüben (FutEmpDes), einen signifikant positiven Einfluss auf die Teilnahmewahrscheinlichkeit hat, während der Wunsch nach Teilzeitbeschäftigung (FutPartTime) eher negativ wirkt. Dies weist darauf hin, dass mit einer Teilzeitbeschäftigung die Erwartung verbunden wird, eine Beschäftigung auch ohne Weiterbildung und möglichst schnell zu erhalten. Ist eine Person in seinem erlernten Beruf tätig (JobEduc) und lange Zeit in einem Unternehmen beschäftigt (JobTenure), so ist eine signifikant geringere Teilnahmewahrscheinlichkeit zu erwarten, da die berufsspezifischen Kenntnisse dominieren und eine externe Weiterbildung nicht unbedingt notwendig erscheint. Hinsichtlich der Arbeitsmarkterfahrung in den letzten zwölf Monaten vor der Maßnahme zeigt sich, dass lediglich die Tatsache einer nachhaltigen Nichtpartizipation am Arbeitsmarkt (OLF → OLF) einen signifikanten, negativen Einfluss auf die Teilnahme an unterhaltsgeldfinanzierter Weiterbildung hat. Schließlich ist festzustellen, dass sich die Teilnahmewahrscheinlichkeit mit steigendem Verhältnis zwischen der Zahl der Arbeitslosen und der Zahl an offenen Stellen (RegSituation) erhöht.

Die empirischen Befunde für Ostdeutschland zeigen, dass insbesondere Frauen wegen der höheren Arbeitslosigkeitsrisiken eine signifikant höhere Partizipationsneigung aufweisen. Schulbildung (Abitur) und Berufsausbildung (Lehre, Diplom) haben ebenfalls einen signifikanten positiven Effekt und weisen auf die Bereitschaft hin, das Human-Kapital im Transformationsprozess zu verbessern. Im Hinblick auf die Arbeitsmarktsituation ergibt sich, dass Arbeitslosigkeit zu einer höheren Partizipationsneigung führt, um damit die Chancen auf einen neuen Arbeitsplatz zu erhöhen. Eine ebenfalls höhere Partizipationsneigung ist festzustellen, wenn die Beschäftigungsverhältnisse unterbrochen werden (Emp → Unm, Emp → OLF).

4.3 Anwendung von Matching-Methoden

Die Ergebnisse der Schätzung der Partizipationsneigung dienen dazu, geeignete Kontrollgruppen für die Trainingsteilnehmer mit Hilfe von Matching-Methoden zu bilden. Ziel ist es, „gematchte“ Stichproben zu erzeugen, in denen Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern im Hinblick auf ihre individuellen Charakteristika möglichst gering sind. Der verwendete Matching-Algorithmus ist in der Tab. A.2 im Anhang in seinen einzelnen Schritten beschrieben. Er basiert auf Ansätzen von Rosenbaum, Rubin (1985) und Rubin (1991). Auch Lechner (1999a, 1999b, 2000) und Hujer, Maurer, Wellner (1999) haben ähnliche Algorithmen in empirischen Studien angewendet. Als wichtigste Matching-Variable dient die geschätzte Partizipationsneigung z_i^* . Für jeden Teilnehmer wird das Konfidenzintervall um die geschätzte Partizipationsneigung benutzt, um ähnliche Nichtteilnehmer zu finden. Da die Schätzung des Panel Probit-Modell jedoch auf der Grundlage der jährlichen Interviews erfolgt, sind Informationen über die Situation des Individuums kurz vor Beginn der Maßnahme, beispielsweise geänderte Arbeitsmarktbedingungen, nicht berücksichtigt worden (vgl. auch Ashenfelter/ Card 1985, Card/ Sullivan 1988, Lechner 2000). Deshalb werden in den Matching-Algorithmus auch Variablen einbezogen, die monatliche Informationen aus dem Erwerbskalendarium unmittelbar vor der Maßnahme beinhalten.

Die Bildung der Kontrollgruppe kann zunächst dadurch erfolgen, dass jedem Teilnehmer der gleichartigste Nichtteilnehmer zugeordnet wird („one-to-one sampling“). Dieses Verfahren führt zwar zur besten Matchqualität (Reduktion der Selektionsverzerrung), ist aber unter Effizienzgesichtspunkten möglicherweise suboptimal. Um die Effizienz zu erhöhen, kann es zweckmäßig sein, „oversampling“-Matching-Verfahren zu prüfen, in denen berücksichtigt wird, dass auch noch andere Individuen im Hinblick auf ihre Charakteristika dem Teilnehmer an den Weiterbildungsmaßnahmen sehr ähnlich sind. Deshalb werden neben der „one-to-one“-Stichprobe (OTOS) vier verschiedene „oversampling“-Prozeduren (OVS1-OVS4) geprüft, wobei jeweils die Zahl der Wiederholungen des Matching-Algorithmus geändert wird. Dabei wird vorausgesetzt, dass nach der Teilnahme mindestens eine Arbeitslosigkeitsepisode beobachtbar ist. Die Ergebnisse dieser Analysen sind in den Tabellen 3a und 3b zusammengestellt.

Grundlage für die Analyse der Effekte beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in Westdeutschland ist die „Oversampling“-Stichprobe OVS1 von 89 Trainingsteilnehmern und 177 Nicht-Teilnehmern mit insgesamt 365 Arbeitslosigkeitsepisoden. Für Ostdeutschland musste eine Eins-zu-Eins-Stichprobe mit jeweils 142 Trainingsteilnehmern und Nichtteilnehmern verwendet werden,

Tab. 3a: Vergleich zwischen Teilnehmern und „gematchten“ Nicht-Teilnehmern für ausgewählte Charakteristika für Westdeutschland

Variable	Teilnehmer		„gematchte“ Nicht-Teilnehmer				Alle Nicht-Teilnehmer
	(89)	OTOS (89)	OVS1 (177)	OVS2 (263)	OVS3 (349)	OVS4 (433)	(1851)
	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %
Charakteristika im Bezug auf den Befragungszeitpunkt vor der Maßnahme							
$\hat{z}\beta$	-2.01	-2.03	-2.03	-2.04	-2.05	-2.05	-2.36**
Ausländer	16.9	22.5	22.6	23.2	24.1	23.6	36.8**
Alter	28.2	27.8	29.0	28.7	28.6	28.3	30.4**
PartHH	43.8	46.1	49.8	49.1	51.9	52.0	56.3**
SatisLife	7.3	7.1	7.1	7.2	7.2	7.2	8.0**
FutEmpDes	43.8	40.6	42.5	41.5	40.4	39.3	30.1**
Unemployed	32.7	31.7	32.0	32.0	29.4	27.8	17.4**
BlueCollar	24.7	28.1	27.4	26.6	29.8	30.9	35.0**
JobTenure	1.4	1.4	1.5	1.4	1.4	1.6	2.4**
Arbeitslosenquote in ausgewählten Monaten vor der Maßnahme							
Monat 1	42.0	37.3	36.4	32.2	29.2**	26.1**	15.3**
Monat 1 bis 4 (Durchschnitt)	38.6	33.8	33.3	29.5*	26.9**	24.1**	15.0**
Monat 1 bis 12 (Durchschnitt)	30.8	28.2	29.2	26.5	24.2	21.9**	15.0**

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tab. 3b: Vergleich zwischen Teilnehmern und „gematchten“ Nicht-Teilnehmern für ausgewählte Charakteristika für Ostdeutschland

Variable	Teilnehmer		„gematchte“ Nicht-Teilnehmer				Alle Nicht-Teilnehmer
	(142)	OTOS (142)	OVS1 (272)	OVS2 (378)	OVS3 (467)	OVS4 (540)	(1401)
	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %	Mittelwert, Anteil in %
Charakteristika im Bezug auf den Befragungszeitpunkt vor der Maßnahme							
$\hat{z}\beta$	-1.37	-1.38	-1.42	-1.48**	-1.52**	-1.56**	-1.92**
Frauen	69.7	62.0	64.7	64.0	62.5	60.7**	56.7**
Alter	32.8	34.1	34.6*	34.5**	34.2*	34.0	30.6**
PartHH	81.1	78.2	83.5	83.9	82.9	82.6	72.5**
Diplom	26.3	15.0**	17.8*	18.1*	16.4**	15.1**	17.8**
SatisLife	5.3	5.1	5.3	5.5	5.5	5.6	6.3**
FutEmpDes	41.7	43.9	35.0	29.2**	27.0**	23.9**	29.3**
BlueCollar	21.1	26.8	30.5**	32.3**	33.0**	36.3**	30.1**
Arbeitslosenquote in ausgewählten Monaten vor der Maßnahme							
Monat 1	62.0	57.1	43.9**	35.4**	30.0**	26.0**	14.2**
Monat 1 bis 4 (Durchschnitt)	54.1	51.8	39.6**	31.9**	27.2**	23.7**	12.7**
Monat 1 bis 12 (Durchschnitt)	36.4	34.2	25.9**	20.7**	17.6**	15.3**	9.9**

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

für die 355 Arbeitslosigkeitsepisoden beobachtet werden konnte.

5 Effekte öffentlich geförderter beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer

Da in dieser Studie nicht die Arbeitslosenquote, sondern die Arbeitslosigkeitsdauer als Ergebnisvariable betrachtet wird, ist ein einfacher Vergleich der durchschnittlichen Dauer von Teilnehmern und Nichtteilnehmern nicht adäquat. Unter anderem sind folgende Probleme zu berücksichtigen (vgl. Ham/LaLonde 1990, 1996):

- Rechtszensierte Episoden sind nicht mit vollständigen Episoden vergleichbar.
- Die Arbeitslosigkeitsepisoden der Teilnehmer und Nichtteilnehmer werden nicht zu den gleichen Zeitpunkten erhoben. Deshalb unterscheiden sich die zeitvariablen Charakteristika und die Arbeitsmarktbedingungen.

Um diese Probleme adäquat zu lösen, ist es notwendig, trotz gematchten Stichproben eine ökonometrische Modellierung für die Analyse der Effekte der Weiterbildungsmaßnahmen auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu wählen. Ein geeigneter Ansatz ist ein diskretes Hazardratenmodell. Wir nehmen an, dass die Arbeitslosigkeitsdauer in $(J+1)$ Intervallen gruppiert ist und das j -te Intervall als $[t_j, t_{j+1})$ mit $j=0, 1, \dots, J$ definiert wird. Die diskrete Hazardrate h_j kann dann wie folgt formuliert werden:

$$h_j(j) = P[T_i < t_{j+1} | T_i \geq t_j] = \frac{S_i(t_j) - S_i(t_{j+1})}{S_i(t_j)} \quad (12)$$

mit T_i als Zufallsvariablen für die Dauer der Episode mit der Realisation t und S_i als Überlebensfunktion. Bei Konstanz der Kovariaten innerhalb jedes Intervalls ergibt sich die Überlebensfunktion:

$$S_i(t_j | \omega_i) = \exp\left(-\sum_{m=0}^{j-1} \int_{t_m}^{t_{m+1}} \lambda_0(u) \exp(x'_i(t_m)\beta) \exp(\omega_i) du\right) = \exp\left(-\exp(\omega_i) \sum_{m=0}^{j-1} \exp[x'_i(t_m)\beta + \gamma_m]\right). \quad (13)$$

Dabei ist λ_0 die Basisübergangsrate und ω_i eine Zufallsvariable, die die un beobachtete Heterogenität berücksichtigen soll.

Für $\exp(\omega_i) = \tau_i$ nehmen wir eine Gamma-Verteilung mit dem Mittelwert Eins und der Varianz σ^2 an. Die Integration nach τ_i führt zu folgendem Ausdruck für die Überlebensfunktion:

$$S_i(t_j) = \int_0^{\infty} \exp\left(-\tau_i \sum_{m=0}^{j-1} \exp[x'_i(t_m)\beta + \gamma_m]\right) f(\tau_i) d\tau_i = \left(1 + \sigma^2 \cdot \sum_{m=0}^{j-1} \exp[x'_i(t_m)\beta + \gamma_m]\right)^{-\sigma^2} \quad (14)$$

Um die Likelihood-Funktion abzuleiten, wird eine Dummy-Variable definiert, die anzeigt, ob die Episode rechtszensiert ist ($\delta_i = 0$) oder nicht ($\delta_i = 1$). Für eine Stichprobe von N Episoden erhalten wir folgende Log-Likelihood-Funktion:

$$L(\gamma, \beta, \sigma^2) = \sum_{i=1}^N \ln \left\{ \begin{aligned} &\delta_i \cdot \left[1 + \sigma^2 \cdot \sum_{m=0}^{j-1} \exp(x'_i(t_m)\beta + \gamma_m) \right]^{-\sigma^2} \\ &+ (1 - \delta_i) \cdot \left[1 + \sigma^2 \cdot \sum_{m=0}^{j-1} \exp(x'_i(t_m)\beta + \gamma_m) \right]^{-\sigma^2} \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

Dieser ökonometrische Modellansatz wurde auch von Meyer (1990) und Narendranathan/ Stewart (1993) verwendet, um die Effekte von Unterstützungsleistungen auf die Arbeitslosigkeitsdauer zu ermitteln.

Da diese Studie sich auf die Schätzung der Effekte öffentlich finanzierter beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer konzentriert, sollen die vollständigen empirischen Befunde der Hazardraten-Modelle nicht diskutiert werden. Sie finden sich in Tab. A.3 und A.4 im Anhang. Die Analyse der Wirkungen unterhaltsgeldfinanzierter Weiterbildung erfolgt einerseits nach der Fristigkeit des Effekts, andererseits nach der Dauer der Maßnahme. Die Tabellen 4a und 4b fassen die Ergebnisse für West- und Ostdeutschland zusammen.

Die Ergebnisse für Westdeutschland in der Zeitperiode 1985 bis 1993 zeigen, dass nur von Maßnahmen mit einer kurzen Frist, d.h. mit einer Dauer von bis zu sechs Monaten, eine signifikante Verringerung individueller Arbeitslosigkeitsdauer zu erwarten ist. Langfristige Maßnahmen mit einer Dauer von mehr als sechs Monate erwiesen sich hingegen im Vergleich zu den kurzen Maßnahmen als signifikant weniger effektiv und führten zu keiner Verkürzung einer sich anschließenden Arbeitslosigkeitsepisode. Offenbar wird eine länger andauernde öffentlich geförderte Weiterbildungsmaßnahme als ein negatives Signal am Arbeitsmarkt empfunden. Dies könnte dann der Fall sein, wenn potenzielle Arbeitgeber davon ausgehen, dass vorrangig die nicht erfolgreichen Teilnehmer die Maßnahme verlängern. Somit lassen die Ergebnisse Zweifel daran entstehen, ob die Abschaffung der Förderung sehr kurzer Kurse („Maßnahmen zur Verbesserung der Vermittlungsaussichten“) nach 1992 letztlich sinnvoll gewesen ist. Unterscheidet man nach der Fristigkeit der Effekte, so wird deutlich, dass kurze und mittlere Maßnahmen bei Beginn der Arbeitslosigkeitsperiode innerhalb des 2. bis 24. Monats eine signifikant niedrigere Arbeitslosigkeitsdauer bewirken. Beginnt die Arbeitslosigkeitsperiode nach 2 Jahren, so ist eher eine Erhöhung der Arbeitslosigkeitsdauer zu erwarten. Dies zeigt sich insbesondere im Vergleich zur Referenzkategorie (Arbeitslosigkeitsepisode beginnt im 1. Monat nach Ende der Maßnahme) und im Hinblick auf die Wirkung langer Maßnahmen (7 und mehr Monate). Diese Befunde deuten darauf hin, dass das durch die Weiterbildungsmaßnahme erworbene zusätzliche Humankapital langfristig wieder abnimmt.

Im Gegensatz zu den Ergebnissen für Westdeutschland sind für Ostdeutschland im Zeitraum von 1990 bis 1994 keine signifikanten Effekte festzustellen. Jedoch ist auch hier die Effizienz der langen Kurse eher skeptisch zu betrachten da lange Maßnahmen (7 und mehr Monate) im Vergleich zu kurzen Maßnahmen auf eine signifikante Verlängerung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer hindeuten. Im Hinblick auf die zeitlichen Effekte nach Ende der Maßnahmen ist aufgrund der empirischen Analyse festzustellen, dass sich zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern keine signifikanten Unterschiede ergeben. Die Wirksamkeit der Maßnahmen ist also in

Tab. 4a: Effekte der Weiterbildungsmaßnahmen auf den Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung: Ergebnisse der Maximum Likelihood-Schätzung eines diskreten Hazardraten-Modells für Westdeutschland (1985-1993)

Parameter (Standardfehler)		Dauer der Weiterbildungsmaßnahme		
		Kurze Maßnahme (1-3 Monate)	Mittlere Maßnahme (4-6 Monate)	Lange Maßnahme (7 und mehr Monate)
	Marginale Effekte	Referenz-kategorie	-0.3960 (0.5134)	-0.8153* (0.4483)
Der Arbeitslosigkeitsepisode beginnt				
– im ersten Monat nach Ende der Maßnahme	Referenz-kategorie	0.8952* (0.4627)	0.4992 (0.4464)	0.0799 (0.3060)
– innerhalb des 2. bis 24. Monats nach Ende der Maßnahme	0.3200 (0.3867)	1.2152** (0.4991)	0.8192** (0.3726)	0.3999 (0.3499)
– nicht vor 2 Jahren nach Ende der Maßnahme	-0.9339* (0.4975)	-0.0387 (0.4855)	-0.4347- (0.5075)	0.8540* (0.4668)

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tab. 4b: Effekte der Weiterbildungsmaßnahmen auf den Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung: Ergebnisse der Maximum Likelihood-Schätzung eines diskreten Hazardraten-Modells für Ostdeutschland (1990-1994)

Parameter (Standardfehler)		Dauer der Weiterbildungsmaßnahme		
		Kurze Maßnahme (1-3 Monate)	Mittlere Maßnahme (4-6 Monate)	Lange Maßnahme (7 und mehr Monate)
	Marginale Effekte	Referenz-kategorie	-0.4003 (0.3385)	-0.5867* (0.3318)
Der Arbeitslosigkeitsepisode beginnt				
– im ersten Monat nach Ende der Maßnahme	Referenz-kategorie	0.2177 (0.3375)	-0.1826 (0.2956)	-0.3690 (0.2281)
– innerhalb des 2. bis 12. Monats nach Ende der Maßnahme	0.2299 (0.2936)	0.4476 (0.3465)	0.0473 (0.3717)	-0.1391 (0.2922)
– nicht vor 1 Jahr nach Ende der Maßnahme	-0.0792 (0.2894)	0.1385 (0.3398)	-0.2618 (0.2833)	-0.4482 (0.3040)

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Bezug auf das Ziel der Verbesserung der Wiederbeschäftigungschancen bzw. der Verringerung der individuellen Arbeitslosigkeitsdauer eher skeptisch zu beurteilen. Bei der Interpretation der empirischen Befunde muss jedoch beachtet werden, dass eine weitere Differenzierung nach Maßnahmengattungen beispielsweise in Bezug auf Kursinhalte, fachliche Zuordnung, usw. nicht möglich war und daher auch keine Aussagen über homogenere Maßnahmenbündel gemacht werden können. Weiterhin können, wegen fehlender Informationen im Kontrollgruppen-Design, Variablen, die die individuelle Motivationsstruktur beschreiben, nur unzureichend erfasst werden. Zudem muss gerade auch für Ostdeutschland der dramatische Rückgang der Arbeitsnachfrage während des Untersuchungszeitraums berücksichtigt werden.

6 Fazit und Ausblick

Ziel dieser Studie ist eine vergleichende Analyse der Effekte öffentlich geförderter beruflicher Weiterbildung auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland. Das grundlegende Problem der Evaluationsforschung besteht darin, eine geeignete Kontrollgruppe für die Trainingsteilnehmer zu finden und damit das Problem der Selektionsver-

zerrung zu lösen. Wir verwenden als methodischen Ansatz Matching-Verfahren. Wichtigste Match-Variable ist die Partizipationsneigung, die mit Hilfe eines Panel Probit-Modells geschätzt wird. Als zusätzliche Match-Variablen dienen monatliche Informationen aus dem Erwerbkalendarium, um die Match-Qualität zu verbessern. Bei einer Eins-zu-Eins-Zuordnung von Teilnehmern und Nichtteilnehmern in der Stichprobe wird die beste Match-Qualität erreicht, jedoch ist es zweckmäßig zu prüfen, ob sich die Qualität signifikant verschlechtert, wenn auch andere, sehr ähnliche Nichtteilnehmer in die Stichprobe aufgenommen werden („oversampling“). Dadurch kann die Effizienz verbessert werden. Es zeigt sich, dass für die Analyse der Effekte für Westdeutschland eine „oversampling“-Strategie gewählt werden kann, während für Ostdeutschland die Eins-zu-Eins-Zuordnung adäquat ist. Zur ökonomischen Modellierung der Wirkungen unterhaltsgeldfinanzierter beruflicher Weiterbildung wird ein diskretes Hazardratenmodell verwendet. Die empirischen Befunde zeigen für Westdeutschland für Kurse bis zu 6 Monaten tendenziell positive Effekte, die allerdings langfristig (nach 2 Jahren) abnehmen. Kurse mit über 6 Monaten Dauer haben dagegen keine signifikanten Effekte, sie weisen eher negative Tendenzen auf. Für Ostdeutschland sind keine signifikanten

Effekte zu beobachten, lange Kurse wirken ebenfalls tendenziell negativ. Wegen fehlender differenzierter Informationen über einzelne Maßnahmenarten und der geringen Fallzahlen in den Stichproben sind die empirischen Befunde lediglich als Tendenzaussagen zu interpretieren. Mit Hilfe der verwendeten methodischen Ansätzen ist es jedoch möglich, arbeitsmarktpolitische Maßnahmen und Programme im Hinblick auf eine Bewertung für die politische Praxis zu evaluieren, sofern – im Vergleich zum GSOEP – für diese Problemstellung auch in der Bundesrepublik Deutschland detailliertere Daten verfügbar wären.

Literaturverzeichnis

- Angrist, J.D./ Imbens, G.W./ Rubin, D.B. (1996): Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables (with discussion). In: *Journal of the American Statistical Association* 91, 468-472.
- Ashenfelter, O./ Card, D. (1985): Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. In: *Review of Economics and Statistics* 67, 648-660.
- Bertschek, I./ Lechner, M. (1998): Convenient Estimators for the Panel Probit Model. In: *Journal of Econometrics* 87, 329-371.
- Bijwaard, G./ Ridder, G. (1997): Correcting for Selection Compliance in a Re-employment Bonus Experiment. Working Paper. Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie, Vrije Universiteit Amsterdam.
- Björklund, A. (1989): Evaluation of Training Programs: Experiences and Proposals for Future Research. Discussion Paper FS I 89 – 13, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- Blundell, R./ Dearden, L./ Meghir, C. (1994): The Determinants and Effects of Work Related Training in Britain. Working Paper, Institute for Fiscal Studies, London.
- Bonnal, L./ Fougère, D./ Serandon, A. (1997): Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories. In: *Review of Economic Studies* 64, 683-713.
- Brännäs, K. (2000): Estimation in A Duration Model for Evaluating Educational Programs. Discussion Paper, IZA, Bonn.
- Card, D./ Sullivan, D. (1988): Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements in and out of Employment. In: *Econometrica* 56, 497-530.
- Ham, J.C./ LaLonde, R.J. (1990): Using Social Experiments to Estimate the Effect of Training on Transition Rates. In: Hartog, J./ Ridder, G./ Theeuwes, J. (Eds.): *Panel Data and Labor Market Studies*. Amsterdam: North-Holland, 157-172.
- Ham, J.C./ LaLonde, R.J. (1996): The Effect of Sample Selection and Initial Conditions in Duration Models: Evidence from Experimental Data on Training. In: *Econometrica* 64, 175-205.
- Heckman, J.J./ Ichimura, H./ Smith, J.A./ Todd, P. (1998): Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. In: *Econometrica* 66, 1017-1098.
- Heckman, J.J./ LaLonde, R.J./ Smith, J.A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, O./ Card, D. (Eds.): *Handbook of Labor Economics Vol. III*. Amsterdam: Elsevier, 1865-2097.
- Hujer, R./ Maurer, K.-O./ Wellner, M. (1999): The Effects of Public Sector Sponsored Training on Unemployment Duration in West Germany - A Discrete Hazard Rate Model Based on a Matched Sample. In: *ifo Studien*, 45, 371-410.
- Hujer, R./ Schneider, H. (1996): Institutionelle und strukturelle Determinanten der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse mit Paneldaten. In: Gahlen, B./ Hesse, H./ Ramser, H.J. (Eds.): *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung*. Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), 53-76.
- Inkmann, J. (1999): Misspecified heteroskedasticity in the panel probit model: A small comparison of GMM and SML estimators. Forthcoming in: *Journal of Econometrics*.
- Lechner, M. (1998): Mikroökonomische Evaluationsstudien: Anmerkungen zu Theorie und Praxis. In: Pfeiffer, F./ Pohlmeier, W. (Eds.): *Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg*. Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft, 13-38.
- Lechner, M. (1999a): Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 1, 74-90.
- Lechner, M. (1999b): Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption. Discussion Paper 9908, Volkswirtschaftliche Abteilung, Universität St. Gallen.
- Lechner, M. (2000): An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. Erscheint in: *The Journal of Human Resources*.
- Manski, C.F./ Garfinkel, I. (1992): Introduction. In: Manski, C.F./ Garfinkel, I. (Eds.): *Evaluating Welfare and Training Programs*. Cambridge: Harvard University Press, 1-22.
- Meyer, B.D. (1990): Unemployment Insurance and Unemployment Spells. In: *Econometrica* 58, 757-782.
- Narendranathan, W./ Stewart, M.B. (1993): How Does the Benefit Effect Vary as Unemployment Spells Lengthen? In: *Journal of Applied Econometrics* 8, 361-381.
- Newey, W.K. (1990): Efficient Instrument Variables Estimation of Nonlinear Model. In: *Econometrica* 58, 809-837.
- Newey, W.K. (1993): Efficient Estimation of Models with Conditional Moment Restrictions. In: Maddala, G.S./ Rao, C.R./ Vinod, H.D. (Eds.): *Handbook of Statistics 11*. Amsterdam: North Holland, 419-454.
- Rosenbaum, P.R./ Rubin, D.B. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. In: *Biometrika* 70, 41-55.
- Rosenbaum, P.R./ Rubin, D.B. (1985): Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. In: *The American Statistician* 39, 33-38.
- Roy, A.D. (1951): Some Thoughts on the Distribution of Income. In: *Oxford Economic Papers* 2, 135-146.
- Rubin, D.B. (1974): Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies. In: *Journal of Educational Psychology* 66, 688-701.
- Rubin, D.B. (1977): Assignment to a Treatment Group on the Basis of a Covariate. In: *Journal of Educational Statistics* 2, 1-26.
- Rubin, D.B. (1991): Practical Implications of Modes of Statistical Inference for Causal Effects and the Critical Role of the Assignment Mechanism. In: *Biometrika* 47, 1213-1234.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage (1995): *Jahresgutachten 1995/96*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Lage (1997): *Jahresgutachten 1997/98*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Van Ours, J. (1999): Do Active Labour Market Policies Help Unemployed Workers to Find and Keep Regular Jobs? Working Paper, Tilburg University.
- Vermunt, J.K. (1997): *Log-Linear Models for Event Histories*. Sage Publications, Thousand Oaks.

Anhang

Tab. A.1: Variablen-Definition

Variable		Definition
Weiterbildungsvariablen		
TR	1	falls das Individuum an einer Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen hat.
TR_2-12	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme früher als einen Monat und nicht später als ein Jahr vor Beginn der Arbeitslosigkeitsepisode endete
TR_13+	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme später als ein Jahr vor Beginn der Arbeitslosigkeitsepisode endete.
TR_2-24	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme früher als einen Monat und nicht später als zwei Jahre vor Beginn der Arbeitslosigkeitsepisode endete
TR_25+	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme später als zwei Jahre vor Beginn der Arbeitslosigkeitsepisode endete.
— Referenzkategorie:		falls die Weiterbildungsmaßnahme im Monat vor Beginn der Arbeitslosigkeitsepisode endete.
TR_Dur4-6	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme länger als drei aber nicht länger als sechs Monate dauerte.
TR_Dur7+	1	falls die Weiterbildungsmaßnahme länger als sechs Monate dauerte.
— Referenzkategorie:		falls die Weiterbildungsmaßnahme nicht länger als drei Monate dauerte.
Dummies für Basisübergangsraten – Referenzkategorie ist erster Monat der Episoden-Dauer		
Basexx	1	falls laufender Monat der xx. Monat seit Beginn der Episode.
Basexx-yy	1	falls laufender Monat einer der xx. bis yy. Monat seit Beginn der Episode.
Basexx+	1	falls laufender Monat einer der Monate ab dem xx. Monat seit Beginn der Episode.
Saisonvariablen		
Spring	1	falls laufender Monat Februar, März oder April ist.
Summer	1	falls laufender Monat Juni oder Juli ist.
December	1	falls laufender Monat Dezember ist.
Yearxx	1	falls das Interview im Jahr xx stattfindet.
Makroökonomische und regionale Arbeitsmarktindikatoren		
RegSituation		Quotient zwischen der Zahl an Arbeitslosen und der an offenen Stellen in dem Bundesland, in dem das Individuum wohnt.
Alter		
Age/10		Alter geteilt durch 10.
(Age/10) ²		Alter quadriert und durch 100 geteilt.
Altersdummies – Referenzkategorie ist 41 Jahre oder älter		
Age <25yrs	1	falls Individuum 25 Jahre oder jünger ist.
Age 26–40yrs	1	falls Individuum alter als 25 aber jünger als 40 Jahre ist.
Andere sozio-demografische Variablen		
Female	1	falls Individuum weiblich ist.
Female×Kids	1	falls Individuum weiblich ist und Kinder im Alter bis einschließlich 15 Jahren hat.
PartHH	1	falls Individuum mit einem Partner/Ehegatten zusammenlebt.
Abitur	1	falls Individuum Abitur oder Fachhochschulreife hat.
Lehre	1	falls Individuum eine abgeschlossene Berufsausbildung hat.
Diplom	1	falls Individuum einen Universitäts- oder Fachhochschulabschluss hat.
SatisLife		Allgemeine Lebenszufriedenheit (0 = insgesamt unzufrieden; 10 = insgesamt zufrieden).
Variablen hinsichtlich des individuellen Erwerbsverlaufs:		
Diese sind retrospektiv definiert. Sie beginnen in dem Monat in dem die Befragung stattfand und enden elf Monate früher. Emp→Unm bezieht sich auf ein Individuum, das im Monat der Befragung arbeitslos war, dessen aktuellster Arbeitsmarktstatus in den vorangegangenen elf Monaten aber Beschäftigung war. Die Referenzkategorie ist Emp→Emp (Individuum war alle zwölf Monate beschäftigt).		
Unm→Emp	1	falls Individuum von Arbeitslosigkeit zu Beschäftigung wechselte.
OLF→Emp	1	falls Individuum Nicht-Erwerbstätigkeit zu Beschäftigung wechselte.
Emp→Unm	1	falls Individuum von Beschäftigung zu Arbeitslosigkeit wechselte.
Unm→Unm	1	falls Individuum alle zwölf Monate arbeitslos blieb.
OLF→Unm	1	falls Individuum von Nicht-Erwerbstätigkeit zu Arbeitslosigkeit wechselte.
Emp→OLF	1	falls Individuum von Beschäftigung zu Nicht-Erwerbstätigkeit wechselte.
Unm→OLF	1	falls Individuum von Arbeitslosigkeit zu Nicht-Erwerbstätigkeit wechselte.
OLF→OLF	1	falls Individuum alle zwölf Monate nicht-erwerbstätig war.
Variablen hinsichtlich zukünftiger Erwerbstätigkeitspläne		
FutEmpDes	1	falls Individuum derzeit nicht beschäftigt ist, aber eine Beschäftigung in der Zukunft anstrebt.
FutPartTime	1	falls Individuum derzeit nicht beschäftigt ist, aber eine Teilzeit-Beschäftigung in der Zukunft anstrebt.

Tab. A.1: Variablendefinition (Fortsetzung)

Variable	Definition
Variablen hinsichtlich der Erwerbsgeschichte	
NoUneSp1	Anzahl der Arbeitslosigkeitsepisoden während des letzten Jahres (bezogen auf den Episodenbeginn)
DurUneSp1	Kumulierte Dauer von Arbeitslosigkeitsepisoden des vergangenen Jahres bezogen auf den Episodenbeginn (geteilt durch 12).
PrvEmployed	1 falls Individuum unmittelbar vor der Arbeitslosigkeitsepisode erwerbstätig war.
PrvUnemployed	1 falls Individuum unmittelbar vor der Beschäftigungsepisode arbeitslos war.
ReplacementRatio	Niveau der Arbeitslosenunterstützung im Verhältnis zu dem letzten Bruttoeinkommen.

Tab. A.2: Matching-Algorithmus

Schritt 1	Teile die Individuen in zwei Gruppen, Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer, je nachdem, ob sie während der relevanten Zeitspanne an einer öffentlichen beruflichen Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen haben (Teilnehmer) oder nicht (Nicht-Teilnehmer).
Schritt 2	Wähle zufällig ein Individuum (gekennzeichnet durch i) aus der Gruppe der Teilnehmer. Falls dieser Teilnehmer an mehr als einer öffentlichen beruflichen Weiterbildungsmaßnahme teilgenommen hat, nehme die früheste Maßnahme als relevant für die nachfolgenden Schritte.
Schritt 3	Berechne, basierend auf dem geschätzten "unbalanced panel probit"-Modell, die (unbeschränkte) Partizipationswahrscheinlichkeit $z_{it}'\hat{\beta}$ und ihre Varianz $\text{Var}(z_{it}'\hat{\beta})$ für den Teilnehmer i in der Welle t , wobei t sich auf den Zeitpunkt der Befragung vor Beginn der öffentlichen beruflichen Weiterbildungsmaßnahme bezieht. Berechne das Intervall $z_{it}'\hat{\beta} \pm c\sqrt{\text{Var}(z_{it}'\hat{\beta})}$ für diesen Teilnehmer und wähle c so, dass man ein 90%-Konfidenzintervall um $z_{it}'\hat{\beta}$ erhält.
Schritt 4	Finde Personen in der Gruppe der Nicht-Teilnehmer (gekennzeichnet durch j), die $z_{jt}'\hat{\beta} \in (z_{it}'\hat{\beta} \pm c\sqrt{\text{Var}(z_{it}'\hat{\beta})})$ in Welle t erfüllen.
Schritt 5	<p>(a) Falls kein Nicht-Teilnehmer innerhalb der gegebenen Grenzen des Konfidenzintervalls liegt, wird Teilnehmer i nicht weiter berücksichtigt und Schritt 2 muss wiederholt werden.</p> <p>(b) Falls mehrere Beobachtungen innerhalb des Konfidenzintervalls liegen gehe folgendermaßen vor: Berechne zusätzliche Matching-Variablen, die sich auf die monatliche Erwerbssituation vor der Maßnahme beziehen, sowie eine Teilmenge von Variablen, die bereits zur Schätzung der Partizipationswahrscheinlichkeit verwendet wurden. Kennzeichne diese Variablen mit a_{it} und a_{jt}. Berechne die Distanz $d(j, i) = (z_{jt}'\hat{\beta}, a_{jt})' - (z_{it}'\hat{\beta}, a_{it})'$ zwischen jedem Nicht-Teilnehmer j und Teilnehmer i. Wähle den Nicht-Teilnehmer, der der "nächste Nachbar" des Teilnehmers i ist, gemessen an der Mahalanobis-Distanz, definiert als: $md(j,i) = d(j,i)' L^{-1}d(j,i)$, wobei L die geschätzte Stichproben-Kovarianzmatrix von $(z' \hat{\beta}, a)'$ in der Gruppe der Nicht-Teilnehmer in Welle t ist.</p>
Schritt 6	Entferne den Teilnehmer und den Nicht-Teilnehmer (der jetzt das "gematchte" Kontrollindividuum ist) aus ihren jeweiligen Gruppen. Falls noch Beobachtungen in der Teilnehmergruppe vorhanden sind, beginne nochmals mit Schritt 2.

Tab. A.3: Ergebnisse für den Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung: Maximum Likelihood-Schätzung eines diskreten Hazardratenmodells für Westdeutschland (1985-1993)

Variable	Parameter	Standardfehler
Konstante	-2.7642**	0.5541
Base02	0.2501	0.2559
Base03	0.4432	0.2997
Base04	0.5991*	0.3284
Base05	0.5062	0.3815
Base0608	0.4729	0.3940
Base09+	0.5988	0.5184
Age -25yrs	0.5147	0.3313
Age 26-40yrs	0.5073*	0.2877
Female	0.2967	0.2304
Female×Kids	-0.5241	0.3539
Foreigner	-0.7802**	0.2959
Disabled	-0.6704	0.8524
PartHH	-0.0205	0.2024
Abitur	0.3728	0.3238
Lehre	0.0594	0.2166
Diplom	-0.0894	0.4695
PrvEmployed	0.9983**	0.3377
NoUneSp3	0.4920**	0.1460
DurUneSp3	-0.8092**	0.2341
ReplacementRatio	-0.7934**	0.3467
RegSituation	-0.0742**	0.0221
December	0.4316*	0.2305
Spring	0.3126*	0.1847
Summer	-0.0026	0.2091
TR	0.8952*	0.4627
TR_Dur4-6	-0.3960	0.5134
TR_Dur7+	-0.8153*	0.4483
TR_2-24	0.3200	0.3867
TR_25+	-0.9339*	0.4975
Ln(σ^2)	-0.2598	0.4354

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tab. A.4: Ergebnisse für den Übergang von Arbeitslosigkeit in Beschäftigung: Maximum Likelihood-Schätzung eines diskreten Hazardratenmodells für Ostdeutschland (1990-1994)

Variable	Parameter	Standardfehler
Konstante	-4.0061**	0.6335
Base02	-0.0070	0.6335
Base0304	-0.0867	0.2657
Base0506	0.2671	0.2493
Base0709	0.2642	0.2787
Base10+	0.7720*	0.3283
Age -25yrs	0.3282	0.2569
Age 26-40yrs	0.0231	0.2299
Female	-0.4380*	0.2504
Female×Kids	0.1358	0.2476
PartHH	0.1205	0.2413
Abitur	0.1158	0.3199
Lehre	0.4773	0.2965
Diplom	0.8011**	0.3549
PrvEmployed	1.3330**	0.3755
NoUneSp1	0.1254	0.2472
DurUneSp1	-0.1398	0.1720
ReplacementRatio	-0.4443**	0.1422
RegSituation	0.0074	0.0130
December	0.1927	0.2574
Spring	0.3226*	0.1692
Summer	-0.1679	0.2189
TR	0.2177	0.3375
TR_Dur4-6	-0.4003	0.3385
TR_Dur7+	-0.5867*	0.3318
TR_2-12	0.2299	0.2936
TR_13+	-0.0792	0.2894
Ln(σ^2)	-1.4257	1.0020

** (*) kennzeichnet Signifikanz bei 5% (10%).

Quelle: Eigene Berechnungen.