



**Evaluation von Maßnahmen
der aktiven Arbeitsmarktpolitik mit Hilfe
eines iterativen Matching-Algorithmus
Eine Fallstudie über langzeitarbeitslose
Maßnahmeteilnehmer in Sachsen**

*Eva Reinowski
Birgit Schultz
Jürgen Wiemers*

März 2003

Nr. 173

Diskussionspapiere
Discussion Papers

Abteilung Arbeitsmarkt

Leitung: Dr. Herbert S. Buscher

Autoren:

Eva Reinowski

Telefon: (0345) 77 53 - 862

Fax: (0345) 77 53 - 820

E-Mail: Eva.Reinowski@iwh-halle.de

Birgit Schultz

Telefon: (0345) 77 53 – 818

Fax: (0345) 77 53 – 820

E-Mail: Birgit.Schultz@iwh-halle.de

Jürgen Wiemers

Telefon: (0345) 77 53 – 702

Fax: (0345) 77 53 – 820

E-Mail: Jürgen.Wiemers@iwh-halle.de

Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung des jeweiligen Autors. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar.

Anregungen und kritische Bemerkungen zu den dargestellten Untersuchungsergebnissen sind jederzeit willkommen und erwünscht.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE (IWH)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)

Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)

Telefon: (03 45) 77 53-60

Telefax: (03 45) 77 53-8 25

Internet: <http://www.iwh-halle.de>

Zusammenfassung

In der Studie werden Weiterbildungs- und Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen mit Daten des unterjährigen Mikrozensus Sachsen evaluiert. Dazu wird ein zweistufiger Matchingansatz verwendet. Im ersten Schritt wird über die Teilnahmeneigung eine Vorgruppierung vorgenommen, aus der im zweiten Schritt mit einem iterativen Optimierungsalgorithmus Paare gebildet werden. Mit diesem können den Teilnehmern ähnlichere Nichtteilnehmer zugeordnet werden. Dem Heterogenitätsproblem wird mit der zusätzlichen Einbeziehung der Erwerbsvorgeschichte in den Matchingprozess begegnet.

Der Effekt der Maßnahmeteilnahme wird anhand der Dauer der Arbeitslosigkeit bei Teilnahme bzw. Nichtteilnahme mit Hilfe der Cox-Proportional-Hazard-Regression bestimmt.

Beide arbeitsmarktpolitischen Programme führen bei den untersuchten langzeitarbeitslosen Maßnahmeteilnehmern zu einer Verlängerung der Arbeitslosigkeitsdauer.

1. Ziel der Evaluation und bisheriger Forschungsstand

Evaluationsstudien haben zum Ziel, den Erfolg von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik zu bewerten. Erfolg kann in diesem Zusammenhang über verschiedene Indikatoren definiert werden, beispielsweise das persönliche Einkommen, die Arbeitslosigkeitdauer oder die Art und Dauer eines zukünftigen Beschäftigungsverhältnisses.

In den letzten Jahren wurden zahlreiche Untersuchungen zu verschiedenen arbeitsmarktpolitischen Programmen durchgeführt. Diese zeigen – in Abhängigkeit von verschiedenen Faktoren – ein sehr heterogenes Bild über deren Wirksamkeit (vgl. Anhang 1). Zum einen bestimmt die jeweils zur Verfügung stehende Datenbasis die Informationsqualität und -quantität sowie den Beobachtungszeitraum. Schon aufgrund dieser Restriktionen sind Unterschiede in den Ergebnissen zu erwarten. Die deutschen Evaluationsstudien basieren auf verschiedenen Datensätzen: Das Sozioökonomische Panel (SOEP) ist eine jährliche repräsentative Panelbefragung von Haushalten und Personen in Ost- und Westdeutschland. Der Vorteil des SOEP ist in den umfangreichen Daten zu vielen ökonomischen und sozialen Aspekten zu sehen. Jedoch ist der Stichprobenumfang bei speziellen Fragestellungen wie z.B. einer ABM-Teilnahme sehr gering. Der Ostdeutsche Arbeitsmarktmonitor weist relativ hohe Fallzahlen bei Personen mit Maßnahmeerfahrung auf, enthält allerdings nur Informationen bis 1994. Eine Nachfolgebefragung des Arbeitsmarktmonitors mit Daten bis 1999 existiert nur für das Land Sachsen-Anhalt. In dieser Befragung wird die gesamte Erwerbsbiografie inklusive Maßnahmeteilnahme seit 1990 erfasst.

Zum anderen hat die angewendete Evaluationsmethode Einfluss auf die Art und die Qualität der möglichen Ergebnisse. Pannenberg (1995), Hübler (1997, 1998), Kraus/Puhani/Steiner (1998,1999) und Steiner/Kraus (1995) verwenden Parametrische Modelle, um dem Problem der Heterogenität zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern zu begegnen. Fitzenberger/Prey (1996, 1998) nutzen dazu zusätzlich ein Differenz-von-Differenzen-Modell. Die in letzter Zeit entstandenen Studien favorisieren hingegen die Matching-Methode, ggf. in Kombination mit einem Differenz-von-Differenzen-Ansatz (siehe Bergemann et al. 2000, 2001; Eichler/Lechner 2002; Lechner 1999a, 1999b, 2000). Zur Ermittlung des Maßnahmeeffektes werden – in Abhängigkeit von den untersuchten Ergebnisvariablen – verschiedene Methoden eingesetzt. So verwenden beispielsweise Hujer/Maurer/Wellner (1998) und Kraus/Puhani/Steiner (2000) eine Verlaufsanalyse, die auch in dieser Studie zum Einsatz kommen soll.

In der vorliegenden Studie werden Weiterbildungsmaßnahmen (FuU / FbW) und Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen (ABM / SAM) evaluiert. Dazu werden im Vorfeld die ausgewählten arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen kurz vorge-

stellt. In den Kapiteln 3 und 4 wird das Grundproblem der Evaluierung und seine Lösung mit Hilfe des Matching-Verfahrens erläutert. Die für die Untersuchung verwendeten Daten werden anschließend vorgestellt. Die Darstellung des Matching-Prozesses und die Diskussion der ausgewählten Variablen sind Gegenstand der Kapitel 6 und 7. Im Kapitel 8 wird die für die Feststellung der Maßnahmeeffekte verwendete Methode der Verlaufsanalyse beschrieben. Kapitel 9 fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen. Eine kritische Auseinandersetzung mit den Ergebnissen erfolgt im letzten Kapitel.

2. Zielsetzung und Implementation der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland

In Ostdeutschland werden die Instrumente der aktiven Arbeitsmarktpolitik seit 1990 eingesetzt. Zu Beginn der 90er Jahre sollten sie zusätzlich zur Verbesserung der Arbeitsmarktsituation soziale Probleme mildern und erfüllten somit eine Brückenfunktion, um den strukturellen Wandel zu unterstützen. Dies stellt eine besondere Situation für den Einsatz arbeitsmarktpolitischer Instrumente dar, das Hauptziel der aktiven Arbeitsmarktpolitik war aber auch zu dieser Zeit die Verbesserung der Beschäftigungschancen der Maßnahmeteilnehmer.

Seit Mitte der 90er Jahre wird die Arbeitsmarktförderung vorwiegend als Mittel gegen die Verfestigung der Arbeitslosigkeit eingesetzt. Es werden vorrangig Arbeitslose mit besonderen Problemen auf dem Arbeitsmarkt gefördert, um individuelle Nachteile gegenüber anderen Arbeitssuchenden auszugleichen. Im Rahmen des Konzepts der Zielgruppenorientierung werden Arbeitslose ausgewählt, die entweder aufgrund der Dauer ihrer Arbeitslosigkeit oder aufgrund bestimmter Merkmale – bspw. einer geringen Qualifikation oder eines bestimmten Alters – geringere Beschäftigungsaussichten haben.

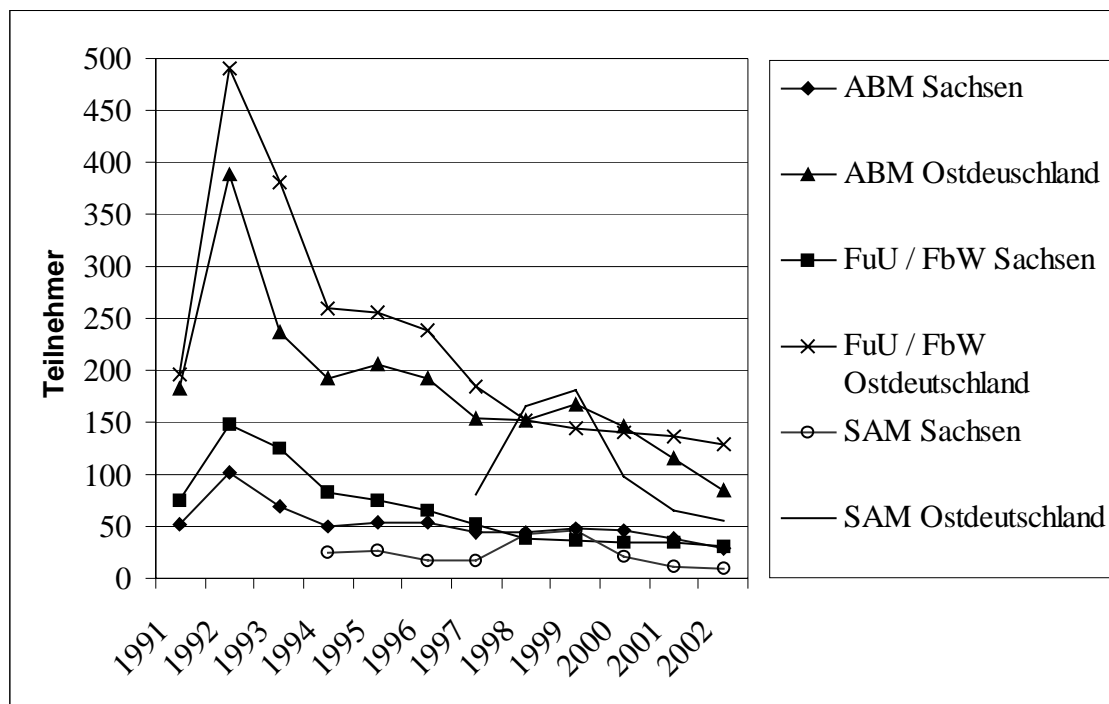
Die Einführung neuer Förderinstrumente wie beispielsweise Strukturanpassungsmaßnahmen für öffentliche (1994) bzw. private Arbeitgeber (1997) oder Einstellungs- und Eingliederungszuschüsse (1998) lässt eine stärkere Ausrichtung der Arbeitsmarktpolitik auf den ersten Arbeitsmarkt erkennen. Allerdings haben nach wie vor die traditionellen Instrumente wie Arbeitsbeschaffungs- und Weiterbildungsmaßnahmen den größten Anteil an der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Für sie wurden von der Bundesanstalt für Arbeit seit ihrer Einführung jeweils ca. 40 Mrd. Euro von den insgesamt ungefähr 100 Mrd. Euro aufgewendeten Mitteln eingesetzt.¹ Dies spiegelt sich auch in den Teilnehmerzahlen wider. So nahmen zu Beginn des letzten Jahrzehnts kurzzeitig über 800.000 Personen an Arbeitsbeschaffungs- und Weiterbildungsmaßnahmen teil (vgl.

¹ Siehe dazu Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit.

Personen an Arbeitsbeschaffungs- und Weiterbildungsmaßnahmen teil (vgl. Abbildung 1). In den letzten Jahren ging die Anzahl der Teilnehmer zurück und lag 2002 bei 270.000 Personen pro Jahr.

Abbildung 1:

Teilnehmer an ausgewählten Programmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland und Sachsen von 1991 bis 2002 (in Tausend)



Quelle: Bundesanstalt für Arbeit.

In Sachsen sind aufgrund der einheitlichen Gesetzgebung wesentliche Übereinstimmungen mit der beschriebenen ostdeutschen Entwicklung zu beobachten. Allerdings sind auch regionale Besonderheiten festzustellen. So hat sich in Sachsen die Wirtschaft vergleichsweise günstig entwickelt² und damit auch einen positiven Beitrag zur Entfaltung des Arbeitsmarktes geleistet. Dennoch gibt es nach wie vor gravierende Arbeitslosigkeitsprobleme in Sachsen. Auch beim Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente sind geringe strukturelle Abweichungen zu beobachten. Sachsen hat im Vergleich zu den anderen ostdeutschen Bundesländern weniger Teilnehmer an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen im Verhältnis zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten.³ Außerdem finden ABM häufiger in privatwirtschaftlich organisierten Unternehmen statt und fördern

² Vgl. Rosenfeld et al. (2001), S. 74 ff.

³ Ebenda, S. 81.

so den Kontakt zwischen Teilnehmern und potentiellen Arbeitgebern. Obwohl Sachsen eine tendenziell positivere Arbeitsmarktentwicklung zu verzeichnen hat als der ostdeutsche Durchschnitt,⁴ lässt eine Evaluation unter Verwendung sächsischer Daten durchaus auch Rückschlüsse auf Ostdeutschland zu. In der Interpretation der Ergebnisse ist dem jedoch Rechnung zu tragen.

In dieser Studie können nur die wichtigsten aktiven arbeitsmarktpolitischen Instrumente evaluiert werden. Ausgewählt werden Weiterbildungsmaßnahmen sowie Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen. Die wichtigsten gesetzlichen Regelungen zu diesen Programmen sind in den folgenden Abschnitten dargestellt.

Weiterbildungsmaßnahmen (FuU / FbW)

Weiterbildungsmaßnahmen (bis 1998 Fortbildung und Umschulung, derzeit Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung laut SGB III §§77 ff) zielen auf eine Integration Arbeitsloser in den regulären Arbeitsmarkt durch die Vermittlung von beruflichen Qualifikationen. Dazu gehören die Umschulung in einen anderen Beruf, die Fortbildung in einem bereits vorhandenen Ausbildungsberuf und die Anpassung von Kenntnissen und Fähigkeiten an neue berufliche Erfordernisse. Die Dauer der Maßnahme kann bis zu einem Jahr betragen, bei der Vermittlung eines Berufsabschlusses auch zwei Jahre.

Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen können Unterhaltsgeld bekommen, wenn sie einen Anspruch auf Arbeitslosengeld oder -hilfe haben. Die Höhe des Unterhaltsgeldes richtet sich nach dem Arbeitslosenunterstützungsanspruch. Vor 1997 konnte durch die Teilnahme an einer Weiterbildungsmaßnahme ein neuer Anspruch auf Arbeitslosengeld erworben werden. Mit der Reform des Arbeitsförderungsgesetzes 1997/98 wurde dies aufgehoben. Die Zeit der Maßnahme wurde jedoch nicht angerechnet auf die Anspruchsdauer des Arbeitslosengeldes. Außerdem wurde die Zielgruppenorientierung eingeführt. Dadurch werden Arbeitslose gefördert, die besondere Probleme auf dem Arbeitsmarkt haben. Besonders berücksichtigt werden Langzeitarbeitslose (mehr als 12 Monate arbeitslos), jüngere Arbeitslose (< 25 Jahre alt) und ältere Arbeitslose (> 55 Jahre alt). Eine Kombination der genannten Merkmale erhöht die Wahrscheinlichkeit, gefördert zu werden. Mit der Durchführung der Weiterbildungsmaßnahmen beauftragt das örtliche Arbeitsamt private Weiterbildungsanbieter. Die Auswahl der Teilnehmer erfolgt ebenfalls durch das Arbeitsamt.

⁴ Vgl. *Rosenfeld et al.* (2001), S.74 ff.

Ein weiterer wichtiger Bestandteil der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland ist die Subventionierung des sogenannten zweiten Arbeitsmarktes.

Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) und Strukturanpassungsmaßnahmen (SAM)

Auf dem zweiten Arbeitsmarkt sollen Beschäftigungsmöglichkeiten angeboten werden, mittels derer die Arbeitsfähigkeit der Teilnehmer durch die Erneuerung der praktischen Fähigkeiten und Fertigkeiten erhalten und verbessert wird. Gegebenenfalls werden im gewissen Umfang auch Qualifikationen vermittelt. Dazu werden befristete sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsmöglichkeiten im Rahmen von extra konzipierten und an die Maßnahmebedingungen angepassten Projekten eingerichtet. Diese Projekte müssen „zusätzlich“ sein und „im öffentlichen Interesse“ liegen. Gefördert werden z.B. Projekte im Bereich der Umweltverbesserung, insbesondere im Garten- und Landschaftsbau, den Strukturwandel unterstützende Maßnahmen wie z.B. Rückbau oder Sanierung, sowie Projekte im sozialen Bereich und in der Jugendhilfe. Dadurch soll primär die Integration von Arbeitslosen in reguläre Beschäftigungsverhältnisse verbessert werden. Nebenziele können sich aus den speziellen Projektinhalten ableiten. Der Träger der Projekte kann eine öffentliche Institution wie z.B. eine Kommune oder eine gemeinnützige Vereinigung sein. Dieser hat die Maßnahme zu organisieren, durchzuführen und steht in der Haftung. Die Teilnehmer an diesen Projekten werden anhand der Kriterien der Zielgruppenorientierung durch das regionale Arbeitsamt ausgewählt. Die Förderung bezieht sich hauptsächlich auf eine Subventionierung der Lohnkosten. Die Löhne in den Maßnahmen sollen unterhalb der ortsüblichen/tariflichen Löhne (80%) liegen, um einen Anreiz zum Übergang in den regulären Arbeitsmarkt zu setzen. Notwendige Mittel für Material, Maschinen und Geräte muss der Träger überwiegend selbst finanzieren, falls er keinen Co-Finanzier findet. Ein typisches Element des zweiten Arbeitsmarktes in Ostdeutschland sind Arbeitsförderungsgesellschaften (ABS-Gesellschaften). Diese können sowohl als Träger als auch als ausführendes Unternehmen in Erscheinung treten.

Den Implementationsrahmen für den zweiten Arbeitsmarkt bieten zwei Programme: Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (SGB III §§ 260 ff) und Strukturanpassungsmaßnahmen (SGB III §§ 272 ff). Sie unterscheiden sich primär durch die Art der Lohnkostensubventionierung durch die Bundesanstalt für Arbeit. Bei einer ABM werden zwischen 30% und 100% der tatsächlich anfallenden Lohnkosten subventioniert, bei Strukturanpassungsmaßnahmen hingegen wird ein Pauschalbetrag je eingestelltem Arbeitslosen gezahlt. Die Pauschale hängt von der durchschnittlichen Höhe der Arbeitslosenunterstützung in Deutschland ab.

3. Das Grundproblem der Evaluierung

Das Anliegen mikroökonomischer Evaluation ist die Feststellung eventueller Veränderungen der Situation der Betroffenen durch staatliche Fördermaßnahmen. Darüber kann der Vergleich der Situation, die durch die Förderung entstanden ist, mit derjenigen ohne Fördermaßnahme Aufschluss geben.⁵ Der Unterschied zwischen der Situation einer Person nach Teilnahme an einer Fördermaßnahme Y_i^T und der Situation ohne Maßnahme Y_i^C gibt den individuellen Effekt einer Fördermaßnahme α_i an:

$$\alpha_i = Y_i^T - Y_i^C .$$

Eine der beiden Situationen ist für ein und dieselbe Person allerdings nicht beobachtbar.

$$Y_i = D \cdot Y_i^T + (1 - D) Y_i^C .$$

Die beobachtete Situation Y_i ist entweder die nach Teilnahme Y_i^T oder die ohne Maßnahmeteilnahme Y_i^C . Die Dummy-Variable D gibt an, ob die betrachtete Person an einer Fördermaßnahme teilgenommen hat ($D=1$) oder nicht ($D=0$).

Das Fundamentalproblem der Evaluierung ist ein Problem fehlender Informationen. Der individuelle Effekt einer Fördermaßnahme ist nicht ermittelbar, da eine der beiden Situationen nicht beobachtbar ist und damit ein Vergleichsmaßstab für den beobachteten Wert fehlt.

Anstelle des individuellen Effekts wird deshalb ein durchschnittlicher Maßnahmeeffekt bestimmt. Eine grundlegende Bedingung, die erfüllt sein muss, damit der Durchschnittseffekt unabhängig von Größe und Zusammensetzung der Teilnehmergruppe bestimmt werden kann, wird als „Stable Unit Treatment Value Assumption“ (SUTVA) bezeichnet. Sie besagt, dass der Maßnahme-Effekt auf eine Person nicht beeinflusst werden darf von der Teilnahme anderer Personen an der gleichen Maßnahme.

⁵ Bei der Bestimmung des Maßnahmeeffekts auf mikroökonomischer Ebene wird unterstellt, dass die Situation ohne Teilnahme repräsentativ für die Situation ohne Maßnahme ist. Diese Annahme ist gültig, wenn nur direkte Effekte auf die teilnehmenden Personen betrachtet werden und indirekte Effekte (z.B. Steuerzahlungen zur Finanzierung der Maßnahme) unberücksichtigt bleiben. Vgl. dazu Heckman/LaLonde/Smith (1999), S. 1880.

Der prominenteste Vertreter der durchschnittlichen Maßnahmeeffektschätzer ist der durchschnittliche Effekt für die Teilnehmer $E(\alpha_t / D = 1)$.⁶ Er ist interpretierbar als Antwort auf die Frage „Wie groß ist der durchschnittliche Vorteil einer Person, der sich durch eine Maßnahme-Teilnahme ergibt, im Vergleich zur Situation ohne Maßnahme?“, und wird ermittelt aus dem Unterschied zwischen der Situation der Teilnehmer nach der Teilnahme $E(Y_t^T / D = 1)$ und der hypothetischen Situation, die sich eingestellt hätte, wenn diese Gruppe nicht teilgenommen hätte $E(Y_t^C / D = 1)$:

$$E(\alpha_t / D = 1) = E(Y_t^T / D = 1) - E(Y_t^C / D = 1).$$

Da man für die Teilnehmergruppe keine Nichtteilnahme-Situation beobachten kann, muss für den letzten Term in der Gleichung ein geeigneter Ersatz gefunden werden: eine Gruppe nicht an einer Maßnahme Teilnehmender, für die gilt:

$$E(Y_t^C / D = 1) - E(Y_t^C / D = 0) = 0.$$

Diese Annahme erfordert in beiden Gruppen Personen, die sich in allen für die beobachtete Situation und die Maßnahme-Teilnahme relevanten Merkmalen nicht unterscheiden dürfen.⁷ Dies gilt sowohl für beobachtbare Merkmale (wie Qualifikation, Alter, Geschlecht) als auch für unbeobachtbare (z.B. Motivation, Selbstbewusstsein). In der Praxis ist diese Bedingung nicht selbstverständlich erfüllt, da die Teilnehmer an einer Fördermaßnahme i.d.R. eine ausgewählte Gruppe von Personen mit bestimmten Merkmalen darstellen und deshalb nicht ohne weiteres mit den Nichtteilnehmern vergleichbar sind:

$$E(Y_t^C / D = 1) - E(Y_t^C / D = 0) \neq 0.$$

Bei Nichtbeachtung der Unterschiede zwischen den Gruppen wird der Einfluss einer Maßnahme über- oder unterschätzt. Dieses Problem wird als Selektionsverzerrung bezeichnet. Zur Beseitigung der Selektionsverzerrung wurden verschiedene Ansätze

⁶ Dieser in der englischsprachigen Literatur als „Treatment On The Treated“ bezeichnete Schätzer erlaubt eine Schätzung ohne Einschränkung der Heterogenität der betrachteten Teilnehmer. Vgl. dazu *Schmidt* (1999), S. 16. Für eine Darstellung anderer möglicher Schätzer siehe bspw. *Hübler* (2001), S. 104 f.

⁷ Relevante Merkmale sind solche, die sowohl die Zuordnung zu einer der beiden Gruppen als auch die potentielle Ausprägung der abhängigen Variable beeinflussen. Vgl. dazu *Eichler/Lechner* (2001), S. 230.

entwickelt, die sich hinsichtlich der Problemlösungsstrategie, der Annahmen über die Beziehungen zwischen verfügbaren und benötigten Daten und der Möglichkeit, bestimmte Ursachen der Verzerrung zu berücksichtigen, unterscheiden. Die Güte des Schätzergebnisses ist abhängig von der Kompatibilität der gewählten Methode und der zur Verfügung stehenden Datenbasis.⁸

4. Lösung des Selektionsproblems mit Hilfe des Matchingverfahrens

Bei der Auswahl eines adäquaten Verfahrens ist insbesondere wichtig, dass es robust gegenüber der Heterogenität des Maßnahmeeffekts in der Teilnehmergruppe ist. Auch sollten Veränderungen der Rahmenbedingungen im Zeitablauf berücksichtigt werden können, soweit Informationen darüber verfügbar sind. Über diese Eigenschaften verfügt das Matchingverfahren. Außerdem sind – wie für alle nichtparametrischen Verfahren – keine (mit empirischen Daten nur schwer erfüllbaren) Verteilungsannahmen und Annahmen über funktionale Zusammenhänge nötig.

Die zentrale Annahme der Matchingmethode wird als „Strongly Ignorable Treatment Assignment“ (SITA) bezeichnet. Sie besteht aus zwei Komponenten, der Annahme der bedingten Unabhängigkeit und der Annahme, dass für jede betrachtete Merkmalskombination Teilnehmer und Nichtteilnehmer zu finden sind:

$$0 < Pr(D = 1 / X) < 1.$$

Die Annahme der bedingten Unabhängigkeit besagt: die Ausprägung der abhängigen Variable ist unabhängig von der Einordnung einer Person in Teilnehmer- oder Kontrollgruppe:

$$Y_i^T, Y_i^C \perp D.$$

Dabei bedeutet \perp Unabhängigkeit. Wenn die SITA erfüllt ist, kann die abhängige Variable in der Kontrollgruppe $E(Y^C / D = 0)$ als Stellvertreter für die hypothetische Ausprägung der Variable bei Nichtteilnahme $E(Y^C / D = 1)$ für die Teilnehmer mit den gleichen Merkmalen verwendet werden:

$$E(Y^C / D = 1) = E(Y^C / D = 0).$$

⁸ Diese Aussage wird in *Heckman/LaLonde/Smith* (1999), S. 2011 ff. mit Hilfe einer Simulationsstudie untermauert.

Diese Aussage impliziert, dass alle relevanten Merkmale berücksichtigt worden sind und es für alle Teilnehmer Kontrollgruppenmitglieder gibt, die sich in diesen Merkmalen nicht von ihnen unterscheiden. Hier liegt der Schwachpunkt des Matchingverfahrens: es können nur beobachtbare Merkmale berücksichtigt werden. Dabei besteht die Gefahr, dass das Selektionsproblem nicht vollständig gelöst wird, da Heterogenitäten zwischen Teilnehmern und Nichtteilnehmern aufgrund unbeobachtbarer Eigenschaften bestehen, aber unberücksichtigt bleiben. Um dieses Problem zu lösen, wird das Matchingverfahren in verschiedenen Studien mit der Differenz-von-Differenzen-Methode kombiniert, die noch verbleibende Heterogenitäten beseitigt, falls diese im Zeitablauf konstant sind.⁹

Diese Methode ist jedoch mit einigen Problemen verbunden. Zum einen entsteht durch die Differenzenbildung ein Informationsverlust. Zum anderen muss ein Zeitpunkt vor Maßnahmebeginn gewählt werden, an dem die Referenzgröße der Teilnehmer nicht von der zukünftigen Maßnahmeteilnahme beeinflusst wird und keine temporären Unterschiede zwischen Teilnehmer- und Kontrollgruppe auftreten. Dazu sind umfangreiche Informationen über Teilnehmer und Nichtteilnehmer für mehrere Perioden nötig, die in den meisten Datensätzen nicht zur Verfügung stehen. Ein weiteres Problem besteht darin, dass dieses Verfahren nicht in Verbindung mit einer Verlaufsanalyse angewendet werden kann.

Aufgrund der ungewöhnlich hohen Datenqualität ist es in dieser Studie möglich, die Heterogenität im Matchingprozess selbst zu berücksichtigen. Dazu werden aus den detaillierten Informationen über die Erwerbsvorgeschichte Kennzahlen gebildet, die als Indikator für evtl. Unterschiede in bezug auf Beschäftigungsaussichten eingesetzt werden können. So werden anstelle der nachträglichen Beseitigung einer nach dem Matching noch vorhandenen Basisdifferenz von vornherein nur die Personen miteinander verglichen, die zusätzlich zu übereinstimmenden sozioökonomischen Faktoren über einen langen Zeitraum gleiche oder ähnliche Arbeitsmarkterfahrungen gemacht haben.

⁹ In *Heckman/Ichimura/Todd* (1997) wird die Differenz-von-Differenzen-Methode auf Teilnehmer- und Kontrollgruppen angewendet, die mit Hilfe des Propensity Score Matching gebildet worden sind. Dieser sog. Conditional Difference-in-Difference-Schätzer wird danach in verschiedenen Studien aufgegriffen. Vgl. bspw. *Bergemann et al.* (2000).

5. Der unterjährige Mikrozensus Sachsen als Datengrundlage

Die Daten für diese Untersuchung basieren auf den Befragungen des unterjährigen Mikrozensus Sachsen¹⁰ vom Januar 2000 und Januar 2001.

Der Fragebenaufbau und die Erhebungsregeln orientieren sich sehr stark an dem des deutschen Mikrozensus¹¹, so dass der Mikrozensus Sachsen den Qualitätsanforderungen der öffentlichen Statistik entspricht. Es wird drei mal jährlich eine repräsentative Stichprobe von 0,5% aller sächsischen Haushalte befragt. Das entspricht je Befragungswelle einer Anzahl von ungefähr 10.000 Haushalten, in denen ca. 15.000 Personen leben. Die Befragungen unterliegen einer partiellen Rotation, so dass ein Haushalt maximal drei mal am Mikrozensus teilnimmt. Ein wesentlicher Vorteil gegenüber dem deutschen Mikrozensus besteht darin, dass neben dieser Basisbefragung einmal jährlich eine zusätzliche Erfassung der individuellen Erwerbsbiografien erfolgt. Dabei wird der Erwerbsstatus seit 1989 für jedes Quartal erfasst. Die Angaben sind relativ stark differenziert. So können die verschiedenen Formen der Erwerbstätigkeit (z.B. Angestellter, Arbeiter, Beamter, Selbständiger, Wehr- oder Zivildienstleistender) oder Nichterwerbstätigkeit (z.B. Hausfrau/-mann, Rentner, Sozialhilfeempfänger) bzw. Arbeitslosigkeit unterschieden werden. Zusätzlich liegen auch Daten über die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen und Arbeitsbeschaffungs- oder Strukturanpassungsmaßnahmen vor. Mit diesen Angaben ist es möglich, die Maßnahmeteilnahme, die Erwerbsvorgeschichte und den Verlauf der Erwerbsbiografie nach der Teilnahme zu rekonstruieren.

Probleme können sich aus dem Retrospektivcharakter der Fragestellung zum Erwerbsverlauf ergeben. So kann es insbesondere bei lange zurückliegenden Berichtszeiten zu Ungenauigkeiten bei der zeitlichen Einordnung kommen. Ein zweites Problem besteht durch den vierteljährlichen Abfragerhythmus. Kommt es innerhalb eines Quartals zu einem Statuswechsel, lässt sich nicht mehr rekonstruieren, wann dieser stattgefunden hat. Auch ist aus den vorliegenden Daten nicht eindeutig zu klären, ob der Statuswechsel in dem Quartal stattgefunden hat, in dem erstmalig der neue Status auftaucht, oder bereits in dem Quartal vorher. Ebenso können Statusveränderungen von kurzer Dauer nicht immer nachvollzogen werden.

Die Informationen über die Erwerbsbiografie lassen sich mit den Daten aus der Basisbefragung verknüpfen. Das ist insbesondere wichtig, um sozioökonomische Merkmale in

¹⁰ Die Grundlage für diesen Datensatz bildet das Gesetz zur Durchführung der Erwerbsstatistik im Freistaat Sachsen und zur Änderung des Sächsischen Statistikgesetzes vom 12.2.1999.

¹¹ Für weitere Informationen zum deutschen Mikrozensus siehe auch <http://www.stabu.de>.

die Evaluation zu integrieren. Dazu gehören Angaben über das Geschlecht, das Alter oder die Schul- bzw. Berufsausbildung. Da die Basisbefragung Auskünfte über die Lebenssituation der befragten Person zum Befragungszeitpunkt gibt, sind nur Informationen mit der Erwerbsbiografie verknüpfbar, die entweder relativ unveränderlich oder zeitlich zurückzuverfolgen sind (z.B. Alter, Geschlecht, Ausbildung). Hingegen sind Angaben über Merkmale, die nur für den Erfassungszeitpunkt abgefragt wurden und zu denen keine vollständigen zeitlichen Angaben vorliegen oder plausibel angenommen werden können, nicht verwendbar (z.B. Familienstand, Einkommen, aktuelle Tätigkeit, Arbeitszeit, berufliche Stellung).

Die Erwerbsbiografie und die Informationen über zeitstabile sozioökonomische Merkmale aus der Basisbefragung bilden die Grundlage für die Evaluation.

6. Der Matchingprozess

Aus den vorliegenden individuellen Datensätzen werden Spells ausgewählt, die Zeiträume beschreiben, in denen die beobachteten Personen mindestens zwölf Monate arbeitslos gemeldet waren. Um Verzerrungen durch Ausbildungszeiten oder Renteneintritte zu vermeiden, werden nur Personen in die Untersuchung einbezogen, die im gesamten Untersuchungszeitraum im Alter zwischen 25 und 55 Jahren sind. Aus diesen werden als Teilnehmer Personen ausgewählt, die an genau einer Weiterbildungsmaßnahme bzw. ABM/SAM teilgenommen haben. Die ausgewählten Nichtteilnehmer haben weder an einer ABM noch an einer Weiterbildung teilgenommen. Dadurch wird verhindert, dass der Teilnahmeeffekt durch den Einfluss anderer Maßnahmen verzerrt wird.

Nach dieser Vorauswahl stehen 146 Spells für Weiterbildungsteilnehmer, 195 für ABM-Teilnehmer und 1.141 für Nichtteilnehmer zur Verfügung.

Zur Bildung der Kontrollgruppe wird eine zweistufige Matchingmethode eingesetzt, die zur Gruppe der Nearest-Neighbor-Matching-Verfahren gehört.¹² In der ersten Stufe wird anhand eines eindimensionalen Indikators für jeden Teilnehmer eine Untergruppe mit den ihm ähnlichsten Nichtteilnehmern gebildet.¹³ Grundlage dafür ist die Schätzung des sog.

¹² Beim Nearest-Neighbor-Matching erfolgt die Bildung der Kontrollgruppe durch Zuordnung eines passenden Nichtteilnehmers zu jedem Teilnehmer. Vgl. *Heckman/LaLonde/Smith* (1999), S. 1953 f. Ein zweistufiges Matching-Verfahren wurde erstmals von *Rosenbaum/Rubin* (1985) entwickelt und getestet. Eine Weiterentwicklung findet sich bei *Lechner* (1998).

¹³ Der Einsatz eines eindimensionalen Indikators, eines sog. Balancing Scores, zur Feststellung der Ähnlichkeit von zwei Personen vermeidet das sog. Dimensionsproblem: mit jedem zusätzlich betrachteten Merkmal erhöht sich die Qualität des Matchingergebnisses, aber die Anzahl der zu

Propensity Score, der definiert wird als Wahrscheinlichkeit, eine Maßnahmeteilnahme zu beobachten. Dazu wird ein Probit Modell verwendet, das aus folgenden zwei Gleichungen besteht. Die erste ist die Indexfunktion für die latente Variable I_i - die sogenannte Teilnahmeneigung einer Person i -

$$I_i = \beta X_i + \varepsilon_i,$$

für die gilt $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$. Die zweite Gleichung beschreibt die beobachtete Teilnahmeentscheidung:

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{wenn } I_i > 0 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Aus dem mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode ermittelten Schätzer für den Propensity Score $Pr(D=1/X_i) = \Phi(\hat{\beta}X_i)$, wobei Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichnet, lässt sich der Schätzer für die Teilnahmeneigung ermitteln:¹⁴

$$\hat{I}_i = \hat{\beta}X_i.$$

Zur Bildung der Untergruppen wird die Teilnahmeneigung jedes Teilnehmers $i \in P$ mit der jedes Nichtteilnehmers $j \in NP$ (P und NP bezeichnen jeweils die Menge der Teilnehmer und Nichtteilnehmer) verglichen. Einer Untergruppe werden diejenigen Nichtteilnehmer zugeordnet, die einem Teilnehmer in diesem Kriterium ähnlich sind.¹⁵

überprüfenden möglichen Übereinstimmungen zwischen Teilnehmer und potentiellen Partnern steigt exponentiell. In *Hujer/Caliendo/Radic* (2001), S. 10 findet sich ein anschauliches Beispiel für diese Problem. In *Rosenbaum/Rubin* (1983), S. 45 wird bewiesen, dass ein Balancing Score, der aus Merkmalen gebildet wird, die der Grundannahme des Matching genügen, selbst auch diese Annahme erfüllt. Der gebräuchteste Balancing Score ist der Propensity Score.

¹⁴ Für eine detaillierte Beschreibung des Probit-Modells, weiterer Annahmen und der Maximum-Likelihood-Schätzung vgl. *Greene* (1997), Kap. 19.

¹⁵ Die Ähnlichkeit wird mit Hilfe der Differenz $d_{ij} = \hat{I}_i - \hat{I}_j$ festgestellt: Ist diese Differenz auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden, sind keine Unterschiede zwischen Teilnehmer i und Nichtteilnehmer j belegbar. Der Test wird mit Hilfe der Verteilungstabelle der Normalverteilung durchgeführt, da für die Differenz der latenten Variablen Normalverteilung unterstellt werden kann. Vgl. dazu *Lechner* (1998), S. 42.

In Vorbereitung der Zuordnung eines Partners wird ein mehrdimensionales Ähnlichkeitskriterium festgelegt. Als solches dient die Mahalanobisdistanz MD_{ij} , die für jeden Teilnehmer und alle Personen seiner Untergruppe berechnet wird:

$$MD_{ij} = \left[(\hat{I}_i, Z_i) - (\hat{I}_j, Z_j) \right]' \Sigma_{NP}^{-1} \left[(\hat{I}_i, Z_i) - (\hat{I}_j, Z_j) \right],$$

wobei Z den Vektor der dabei berücksichtigten Merkmale (der Variablen aus der Probit-Schätzung und andere Merkmale enthalten kann) und Σ_{NP}^{-1} die Inverse der Kovarianzmatrix von (\hat{I}, Z) bezeichnet. Die Einbeziehung der Kovarianzmatrix ermöglicht die Gewichtung der Differenzen nach ihrer Streuung unter Berücksichtigung der gemeinsamen Streuung der Merkmale.

Im zweiten Schritt werden Pärchen aus jeweils einem Teilnehmer und dem ihm ähnlichsten Nichtteilnehmer gebildet. Dazu werden zwei verschiedene Techniken angewendet und miteinander verglichen: die Standardtechnik und ein neues Verfahren, das im folgenden als dynamische Partnersuche bezeichnet wird. Beide Verfahren ordnen jedem Teilnehmer genau einen Nichtteilnehmer zu. Ein Nichtteilnehmer kann dabei nicht als Partner für mehrere Teilnehmer eingesetzt werden. So wird sichergestellt, dass Teilnehmer- und Kontrollgruppe die gleiche Größe haben.

Bei der Standard-Zuordnung wird nach dem Zufallsprinzip eine Reihenfolge festgelegt, nach der jeder Teilnehmer dem ihm ähnlichsten Nichtteilnehmer aus dem Pool der betrachteten Personen zugeordnet wird. Dabei kann jedoch nicht die Zuordnung des ähnlichsten Partners für jeden Teilnehmer garantiert werden, da gebildete Paare aus diesem Pool entfernt werden. Für die zuletzt zuzuordnenden Teilnehmer können die ähnlichsten Partner dann schon vergeben sein. Bei einer ungünstigen Datenlage besteht sogar die Gefahr, dass für die zuletzt zuzuordnenden Teilnehmer kein Partner mehr gefunden werden kann, weil die ihnen ähnlichen Nichtteilnehmer schon anderen Teilnehmern zugeordnet worden sind. Die nicht zuordenbaren Teilnehmer können dann in der weiteren Untersuchung nicht mehr berücksichtigt werden.

Um die suboptimale Zuordnung der Partner und den Verlust von Beobachtungen zu vermeiden, wird für diese Untersuchung ein iterativer Prozess entwickelt, der den Austausch bereits zugeordneter Partner ermöglicht. Den Ausgangspunkt bilden Pärchen aus jeweils einem Teilnehmer und einem zufällig aus seiner Untergruppe ausgewählten Nichtteilnehmer. Alternativ kann auch das Ergebnis der Standard-Zuordnung als Grundlage genutzt werden. Für alle diese Pärchen wird die Summe der quadrierten Mahalanobisdistanzen ermittelt. Die Minimierung dieser Summe ist Ziel des Prozesses, der nach folgenden Regeln abläuft: Es werden für einen zufällig gewählten Teilnehmer alle weiteren

möglichen Partner festgestellt und davon einer zufällig ausgewählt. Es gibt zwei Möglichkeiten: Im einfacheren Fall ist der Nichtteilnehmer noch keinem anderen Teilnehmer zugewiesen. Er wird gegen den ursprünglich zugeordneten Nichtteilnehmer ausgetauscht, wenn sich dadurch die Summe der quadrierten Mahalanobisdistanzen verringert. Ist dagegen der ausgewählte Nichtteilnehmer bereits einem anderen Teilnehmer zugeordnet, wird zusätzlich überprüft, ob dieser Teilnehmer noch weitere mögliche Partner hat. Wenn weitere Partner vorhanden sind, wird nach dem oben beschriebenen Muster ausgetauscht. Dieser Prozess wird so oft wiederholt, bis mit einer vorher festgelegten Anzahl von Durchläufen keine Verringerung der quadrierten Distanzsumme mehr erreicht werden kann.

Der Vergleich der quadrierten Distanzsummen der Standard-Zuordnung und des iterativen Verfahrens zeigen eine deutliche Verbesserung im Sinne einer Erhöhung der Ähnlichkeit zwischen Teilnehmern und jeweils zugeordneten Nichtteilnehmern. Es ist zu erwarten, dass diese Verbesserung umso deutlicher wird, je weniger Nichtteilnehmer für eine Zuordnung zur Verfügung stehen.

Abbildung 2:
 Ablaufschema des iterativen Verfahrens zur Zuordnung möglichst ähnlicher Nichtteilnehmer zu den untersuchten Teilnehmern



Quelle: IWH

7. Auswahl der Matching-Variablen

Die Auswahl der für den Matching-Prozess verwendeten Informationen orientiert sich an humankapitaltheoretischen Überlegungen und den Ergebnissen früherer empirischer Untersuchungen.¹⁶ Daraus lässt sich ableiten, dass beobachtete sozioökonomische Faktoren zur Feststellung der Ähnlichkeit zweier Personen hinsichtlich ihres Verhaltens auf dem Arbeitsmarkt nicht ausreichen. Vielmehr spielt die Erwerbsvorgeschichte eine wichtige Rolle für zukünftige Beschäftigungschancen und die Bestimmung der Teilnahmeneigung.¹⁷

Sowohl für die Schätzung der Teilnahmeneigung als auch die Paarbildung auf der zweiten Stufe des Matching-Prozesses werden deshalb Informationen über frühere Arbeitsmarkterfahrungen einbezogen. Aus den vorliegenden Daten wurden Variablen generiert, die für jeden Erwerbsstatus (Arbeitslosigkeit, Erwerbstätigkeit und Nichterwerbstätigkeit) Aufschluss über dessen durchschnittliche Dauer und den jeweiligen Anteil an der gesamten beobachteten Arbeitsmarktvorgeschichte einer Person geben. Zusätzlich wird die Erwerbsgeschichte unmittelbar vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase berücksichtigt, indem der Erwerbsstatus für die letzten sechs Quartale erfasst wird.

Ein wichtiger sozioökonomischer Einflussfaktor sowohl auf die Beschäftigungsaussichten als auch auf die Teilnahmeentscheidung ist das Alter einer Person. So wird ein negativer Einfluss auf die Beschäftigungschancen erwartet, da mit zunehmendem Alter tendenziell eine Verringerung der Arbeitsnachfrage verbunden ist. Gleichzeitig sinken auch die Investitionen in Humankapital mit steigendem Alter. Aus diesem Grund ist eine geringere Teilnahmeneigung älterer Personen an Weiterbildungsmaßnahmen zu erwarten. Das Geschlecht wird aufgrund unterschiedlicher Beschäftigungsaussichten von Männern und Frauen ebenfalls berücksichtigt. Außerdem hat die Art der Ausbildung Einfluss auf die Beschäftigungsaussichten. Die Wiedereinstiegschancen in den ersten Arbeitsmarkt sind für höher qualifizierte Personen besser, eine nicht abgeschlossene Berufsausbildung ist dagegen eine der Hauptursachen für Langzeitarbeitslosigkeit. Weitere wichtige Faktoren wie Anzahl und Alter der Kinder, der Familienstand und das Haushaltseinkommen

¹⁶ Das entspricht bspw. dem in *Hujer/Maurer/Wellner* (1997), S. 11 ff. und *Christensen* (2001), S. 25 ff. beschriebenen Vorgehen.

¹⁷ In *Heckman/Ichimura/Todd* (1997), S. 615 wird unter Hinweis auf eigene Untersuchungen festgestellt, dass frühere Arbeitsmarkterfahrungen sowohl für die Entscheidung über eine Teilnahme an einer Fördermaßnahme als auch für zukünftige Beschäftigungsaussichten von entscheidender Bedeutung sind.

können bei dieser Untersuchung nicht berücksichtigt werden, da die Angaben darüber nur für das Ende des Beobachtungszeitraums vorliegen. Schließlich spielt neben Arbeitsmarkterfahrungen und sozioökonomischen Faktoren die Gültigkeit gleicher Arbeitsmarktbedingungen eine wichtige Rolle für die Vergleichbarkeit der Beschäftigungschancen zweier Personen. Um diese zu gewährleisten, werden der Zeitpunkt des Beginns der Arbeitslosigkeit und der Regierungsbezirk, in dem die Befragten wohnen, im Matching-Prozess berücksichtigt.¹⁸

Die postulierten Zusammenhänge finden sich teilweise in den Ergebnissen der Probit-Schätzung wieder (vgl. Tab. 1 und 2). So ist insbesondere feststellbar, dass die Erwerbsvorgeschichte sowohl für ABM/SAM als auch für Weiterbildungsmaßnahmen einen entscheidenden Einfluss auf die Teilnahmeneigung hat. Bei der Qualifikation hingegen lässt sich nur ein Einfluss auf die Weiterbildungsteilnahme feststellen. Das gleiche gilt für den Zeitpunkt des Arbeitslosigkeitsbeginns. Das ist zurückzuführen auf die sinkende Anzahl der Weiterbildungsteilnehmer ab Mitte der 90er Jahre und die Kompensation der Verringerung der Teilnehmerzahl an ABM durch die Einführung der Strukturpassungsmaßnahmen.

Aus den oben dargestellten Überlegungen über mögliche Einflussfaktoren auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit resultiert die Variablenauswahl für die zweite Stufe des Matchingverfahrens. Einen wesentlichen Bestandteil bilden die Variablen zur Erwerbsvorgeschichte. Außerdem werden Qualifikation, Alter, Geschlecht sowie regionale Zuordnung und Beginn der Arbeitslosigkeit berücksichtigt.

Das Ergebnis der Matchingprozesse ist im Anhang 2 anhand der deskriptiven Statistik für Teilnehmer- und Kontrollgruppe dargestellt. Die Beseitigung der Heterogenität wird mit Hilfe zusätzlicher Signifikanztests (χ^2 -Test) überprüft. Dabei werden keine signifikanten Unterschiede im Beschäftigungsniveau vor Beginn der Arbeitslosigkeit festgestellt.

¹⁸ In *Heckman/Ichimura/Todd* (1997) werden die Quellen der Verzerrung der Maßnahmeeffekt-Schätzer untersucht. Dabei wird als eine der Hauptursachen die unterschiedlichen Arbeitsmarktbedingungen der verglichenen Personen durch unterschiedliche regionale Zuordnung identifiziert.

Da sich die Zugangsbedingungen zur Arbeitsförderung und die Arbeitsmarktbedingungen im Verlauf der 90er Jahre verändert haben, wird zusätzlich der Zeitpunkt des Arbeitslosigkeitsbeginns berücksichtigt.

Tabelle 1:
Ergebnisse der PROBIT-Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit an Weiterbildungsmaßnahmen

PARAMETER	KOEFFIZIENT	T-STATISTIK	PROB-VALUE
Konstante	-51,5137	-2,4414	0,0147
Geburtsjahr	0,0254	2,3710	0,0178
Geschlecht	-0,0577	-0,5393	0,5897
Facharbeiter / Meister	0,5185	2,6604	0,0079
Hochschulabschluss	0,4831	1,7367	0,0826
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	-0,0120	-2,6230	0,0088
Arbeitsmarktstatus Erwerbstätige t-5**	-1,0902	-4,0033	0,0000
Dauer der Arbeitslosigkeitsphasen***	0,1983	4,5940	0,0000
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit***	1,3988	3,2448	0,0012
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit***	-3,9286	-4,0372	0,0000

Zahl der Beobachtungen: 1287. – Log-Likelihood: -418,7053. – Prob-value: 0,0000

Tabelle 2:
Ergebnisse der PROBIT-Schätzung der Teilnahmewahrscheinlichkeit an Arbeitsbeschaffungs- bzw. Strukturanpassungsmaßnahmen

PARAMETER	KOEFFIZIENT	T-STATISTIK	PROB-VALUE
Konstante	-11,3024	-0,5947	0,5522
Geburtsjahr	0,0052	0,5378	0,5908
Geschlecht	-0,0895	-0,9505	0,3420
Facharbeiter / Meister	0,0007	0,0056	0,9955
Hochschulabschluss	-0,0623	-0,2735	0,7845
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	0,0029	0,4693	0,6389
Arbeitsmarktstatus Erwerbstätige t-2**	-0,6206	-3,1141	0,0019
Arbeitsmarktstatus Erwerbstätige t-6**	-0,7931	3,6528	0,0003
Dauer der Erwerbstätigkeitsphasen***	-0,0173	-2,3864	0,0172
Dauer der Arbeitslosigkeitsphasen***	0,1505	4,8054	0,0000
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit***	1,9092	4,4421	0,0000
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit***	-2,8506	-4,0794	0,0000

Zahl der Beobachtungen: 1336. – Log-Likelihood: -512,3222. – Prob-value: 0,0000.

* Quartale sind von I/89 bis IV/2000 durchgehend nummeriert. – ** t-n bezeichnet die Anzahl der Quartale vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase. – *** Erwerbsvorgeschichte.

Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH

8. Feststellung des Maßnahmeeffekts mit Hilfe der Verweildaueranalyse

In der weiteren Untersuchung wird die Arbeitslosigkeitsdauer als Indikator genutzt, um einen Einfluss arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen auf die persönliche Situation der Teilnehmer festzustellen. Ein einfacher Vergleich der durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauern in beiden Gruppen ist allerdings nicht möglich.¹⁹

Ein Grund hierfür ist die Existenz rechtszensierter Daten. So sind bspw. im Beobachtungszeitraum begonnene Arbeitslosigkeits-Spells nicht in jedem Fall am Ende des Betrachtungszeitraums abgeschlossen. Ein weiteres Problem ist die Änderung der Zusammensetzung der beiden Gruppen im Zeitablauf, bspw. durch Abgang einiger Personen in Beschäftigung, sodass die Vergleichbarkeit beider Gruppen nicht über den gesamten Zeitraum gegeben ist.

Diesen Problemen kann begegnet werden, indem der Maßnahmeeffekt mit Hilfe der Verweildaueranalyse bestimmt wird. Dabei wird die Dauer der Maßnahme als Teil der Arbeitslosigkeitsphase der Teilnehmer betrachtet, um das sog. „initial condition problem“²⁰ zu vermeiden. Als Erfolg wird nur ein Übergang in Erwerbstätigkeit gewertet.

Die abhängige Variable ist dann nicht mehr die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer, sondern die Hazardrate, die als bedingte Wahrscheinlichkeit, einen beobachteten Status innerhalb eines infinitesimal kleinen Zeitraums zu verlassen, definiert werden kann:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t / T \geq t)}{\Delta t}.$$

Der Übergangszeitpunkt wird mit T bezeichnet, t und $t + \Delta t$ geben den Anfang und das Ende einer Periode an.

¹⁹ Die dabei auftretenden Probleme werden u.a. in *Ham/LaLonde* (1996), S. 178 ff. thematisiert.

²⁰ Mit diesem Begriff werden ungleiche Beschäftigungschancen für Teilnehmer und Nichtteilnehmer nach Beendigung einer Fördermaßnahme bezeichnet, die auftreten, wenn die Dauer der Arbeitslosigkeit Einfluss auf die Wiederbeschäftigungschancen hat. Dies ist für die Feststellung eines Maßnahmeeffekts insbesondere dann problematisch, wenn die Betrachtung der Arbeitslosigkeitsdauer erst nach Beendigung der Maßnahme beginnt. Für die Teilnehmer beginnt zu diesem Zeitpunkt tatsächlich ein neuer Arbeitsmarkt-Spell, da sie während der Maßnahmeteilnahme nicht als arbeitslos gelten. Die Nichtteilnehmer können allerdings während der gesamten Maßnahmedauer arbeitslos sein und deshalb schlechtere Beschäftigungsaussichten haben, was bei Nichtberücksichtigung zu einer Überschätzung des Maßnahmeinflusses führen würde. Vgl. dazu u.a. *Ham/LaLonde* (1996), S. 180.

Die Hazardrate soll mit Hilfe eines semiparametrischen Modells, dem sog. Cox Proportional Hazard Model, ermittelt werden. Der Name weist auf die Grundannahme des Modells hin: es wird unterstellt, dass das Verhältnis der Hazardraten zweier Personen über die gesamte Verweildauer konstant ist. Diese Eigenschaft resultiert aus dem Modellaufbau. Ein zeitabhängiger Term h_0 , der als Basisübergangsrate bezeichnet wird, wird multiplikativ mit einer Funktion individueller Merkmale $g(z)$ verknüpft:

$$h(t/z) = h_0(t)g(z).$$

Die funktionale Form der Basisübergangsrate muss nicht spezifiziert werden. Damit ist keine ex ante Verteilungsannahme nötig. Ein weiterer Vorteil des Modells ist die Möglichkeit, den Einfluss persönlicher Merkmale zu berücksichtigen. Dieser Einfluss wird als konstant im Zeitablauf unterstellt.

Eine weit verbreitete Spezifikation dieses Einflusses ist die logistische Funktion. Die individuelle Hazardrate der Person i mit Merkmalen z_i kann dann wie folgt definiert werden:

$$h_i(t/z_i) = h_0(t) \exp(\beta' z_i).$$

Die Schätzung erfolgt mit Hilfe einer speziellen Form der Maximum-Likelihood-Methode, der sog. Partial Likelihood. Deren Grundidee soll hier kurz erläutert werden.

Es wird unterstellt, dass für jede Person ein individueller Übergangszeitpunkt vom beobachteten Status (in dieser Untersuchung Arbeitslosigkeit) in einen anderen (hier Beschäftigung) festgestellt werden kann. Dann lassen sich die Übergangszeitpunkte aller Personen in zeitlicher Reihenfolge ordnen: $t_1 < t_2 < \dots < t_f$. Die Personen, für die bis zum Zeitpunkt t_f kein Übergang beobachtet wurde, werden als „individuals at risk“, die Gruppe dieser Personen als „risk pool“ $R(t_f)$ bezeichnet. Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person i aus dieser Gruppe zum Zeitpunkt t_f ihren Arbeitslosenstatus verlässt, vorausgesetzt zu diesem Zeitpunkt findet überhaupt ein Statuswechsel statt, kann dann geschrieben werden als:

$$\frac{P(\text{Person } i \text{ geht in } t_f \text{ in Beschäftigung über / kein Übergang bis } t_f)}{P(\text{ein "individual at risk" geht in } t_f \text{ in Beschäftigung über / kein Übergang bis } t_f)}.$$

Diese bedingte Wahrscheinlichkeit kann auch mit Hilfe von Hazardraten formuliert werden:

$$\frac{h_i(t_f / z_i)}{\sum_{r \in R(t_f)} h_r(t_f / z_r)} = \frac{h_0(t_f) \exp(\beta' z_i)}{\sum_{r \in R(t_f)} h_0(t_f) \exp(\beta' z_r)}.$$

Aus diesem Ausdruck ist ersichtlich, warum die Basisübergangsrate für eine Partial-Likelihood-Schätzung nicht spezifiziert werden muss: sie lässt sich kürzen.

Die Partial Likelihood zur Schätzung von β wird als Produkt über alle Übergangszeitpunkte gebildet:

$$L(\beta) = \prod_{f=1}^F \frac{\exp(\beta' z_i)}{\sum_{r \in R(t_f)} \exp(\beta' z_r)}.$$

Cox (1975) hat gezeigt, dass Schätzungen mit diesem Verfahren konsistent und asymptotisch normalverteilt sind.

Ein Problem bei der Anwendung der erläuterten Methode ergibt sich daraus, dass mikroökonomische Daten oft nur für Zeitintervalle verfügbar sind. Wenn die Übergangszeitpunkte mehrerer Personen in ein Intervall fallen, wird für diese Personen die gleiche Verweildauer beobachtet. Diesem als „Ties“ bezeichneten Problem wird in der Regel mit der Verwendung eines diskreten Hazardratenmodells begegnet. Da in dieser Untersuchung allerdings nur zeitinvariante Kovariablen verwendet werden, ist die bei Verwendung eines stetigen Hazardratenmodell auftretende Verzerrung des Schätzergebnisses vernachlässigbar klein.²¹

Deshalb kann für diese Untersuchung das oben erläuterte Modell verwendet werden. Zur Berücksichtigung der „Ties“ wird es modifiziert: es wird nicht mehr die Übergangswahrscheinlichkeit einer einzelnen Person betrachtet, sondern die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass eine Gruppe von d_f Personen im Intervall t_f in Beschäftigung übergeht:

$$\frac{h_{g_f}(t_f / s_f)}{\sum_{j \in R(t_f)} h_j(t_f / z_j)} = \frac{\exp(\beta' s_f)}{\left(\sum_{j \in R(t_f)} \exp(\beta' z_j) \right)^{d_f}}.$$

²¹ Diese Aussage findet sich in Allison (1984), S. 22 und wird von Galler (1986) bestätigt, der anhand von Monte-Carlo-Simulationen nachweist, dass die auftretende Verzerrung vernachlässigbar klein ist, wenn die Intervallbreite nicht mehr als ein Viertel der durchschnittlichen Spell-Länge beträgt. Die Spells dieser Untersuchung sind durchschnittlich 12,37 Quartale bei Weiterbildungsmaßnahmen und 13,77 Quartale bei Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen lang, die Informationen liegen quartalsweise vor.

Für die Gruppe der übergehenden Personen g_f gilt: $s_f = \sum_{i \in g_f} z_i$.

Die Partial-Likelihood-Funktion für β wird wieder aus dem Produkt über alle Übergangszeiten gebildet:

$$L(\beta) = \prod_{f=1}^F \frac{\exp(\beta' s_f)}{\left(\sum_{j \in R(t_f)} \exp(\beta' z_j) \right)^{d_f}}$$

Dieser Ausdruck entspricht der von Breslow (1974) vorgeschlagenen Abwandlung des Cox Regression Models.

Eine analytische Lösung dieser Gleichung zur Ermittlung des Einflusses individueller Merkmale auf die Beschäftigungschancen ist nicht möglich; deshalb wird standardmäßig der Newton-Raphson-Algorithmus, ein iteratives numerisches Lösungsverfahren, verwendet.

9. Ergebnisse der Evaluation

Die im Kapitel 7 dargestellten Überlegungen bilden den Ausgangspunkt für die Auswahl der verwendeten Einflussgrößen. Entgegen den Erwartungen kann für einen Teil der Variablen keine Wirkung festgestellt werden. Die letztendlich verwendeten Modelle sind das Resultat eines Suchprozesses, bei dem die Modellgüte verschiedener inhaltlich sinnvoller Variablenkombinationen mit Hilfe eines abgewandelten Likelihood-Ratio-Tests unter Verwendung der χ^2 -Verteilung überprüft worden ist. Das Ergebnis dieser Auswahl ist in Tabelle 3 und 4 dargestellt.

Die Ergebnisse für die Untersuchung von Weiterbildungsmaßnahmen zeigen, dass die Erwerbsvorgeschichte einen entscheidenden Einfluss auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit hat. So hat der Anteil der in Arbeitslosigkeit verbrachten Zeit vor Beginn der Maßnahme einen negativen Einfluss auf die Übergangsrate, d.h. je größer der Anteil der Arbeitslosigkeit an der Vorgeschichte, desto langsamer erfolgt der Übergang in Erwerbstätigkeit nach der Maßnahme. Der ebenfalls negative Einfluss des Erwerbstätigkeitsanteils kann vermutlich damit erklärt werden, dass der größte Teil der untersuchten Maßnahmen zu Beginn der 90er Jahre durchgeführt worden ist, als Weiterbildungsmaßnahmen zur Abfederung von Entlassungen infolge von Unternehmensschließungen eingesetzt wurden. Die zu dieser Zeit entlassenen Personen waren vorher in den meisten Fällen lange in den Unternehmen tätig.

Tabelle 3:

Ergebnisse der geschichteten Cox Proportional Hazard Regression (Breslow Methode) für die Untersuchung von Weiterbildungsmaßnahmen

PARAMETER	KOEFFIZIENT	STANDARD-FEHLER	PROB-VALUE
Alter	-0,0056	0,0185	0,761
Geschlecht	0,0394	0,2011	0,844
Hochschulausbildung	0,5892	0,3232	0,068
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	-0,0082	0,0108	0,445
Arbeitsmarktstatus Erwerbstätige t-2**	1,7322	0,5104	0,001
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit	-2,2172	0,5980	0,000
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	-3,4848	1,1455	0,002

Zahl der Beobachtungen: 292. – Zahl zensierter Daten: 154. – Log likelihood: -667,04319

Prob-value: 0,0009

* Quartale sind von I/89 bis IV/2000 durchgehend nummeriert. – ** t-n bezeichnet die Anzahl der Quartale vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase.

Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH.

Die Ergebnisse der Untersuchung von Weiterbildungsmaßnahmen zeigen, dass die Erwerbsvorgeschichte einen entscheidenden Einfluss auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit hat. So hat der Anteil der in Arbeitslosigkeit verbrachten Zeit vor Beginn der Maßnahme einen negativen Einfluss auf die Übergangsrate, d.h. je größer der Anteil der Arbeitslosigkeit an der Vorgeschichte, desto langsamer erfolgt der Übergang in Erwerbstätigkeit nach der Maßnahme. Der ebenfalls negative Einfluss des Erwerbstätigkeitsanteils kann vermutlich damit erklärt werden, dass der größte Teil der untersuchten Maßnahmen zu Beginn der 90er Jahre durchgeführt worden ist, als Weiterbildungsmaßnahmen zur Abfederung von Entlassungen infolge von Unternehmensschließungen eingesetzt wurden. Die zu dieser Zeit entlassenen Personen waren vorher in den meisten Fällen lange in den Unternehmen tätig.

Ein ungewöhnliches Ergebnis für beide Analysen ist der nichtsignifikante Einfluss des Alters auf die Beschäftigungsaussichten. Dies hängt in der vorliegenden Untersuchung mit der homogenen Altersstruktur zusammen. Die größten Fallzahlen existieren für Personen im Alter zwischen 32 und 42 Jahren. Ein geschlechtsspezifischer Unterschied in der Verweildauer kann auch nicht nachgewiesen werden. Dagegen hat eine akademische Ausbildung einen positiven Einfluss auf die Abgangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit.

Im Gegensatz zu Weiterbildungsmaßnahmen hat die Erwerbsvorgeschichte in der ABM/SAM-Analyse keinen signifikanten Einfluss auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit.

Tabelle 4:

Ergebnisse der geschichteten Cox Proportional Hazard Regression (Breslow Methode) für die Untersuchung von Arbeitsbeschaffungs- und Struktur Anpassungsmaßnahmen

PARAMETER	KOEFFIZIENT	STANDARD-FEHLER	PROB-VALUE
Alter	-0,0183	0,0154	0,236
Geschlecht	-0,1685	0,1459	0,248
Hochschulabschluss	0,5750	0,2712	0,034
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	-0,0093	0,0085	0,273
Arbeitsmarktstatus Erwerbstätige t-6**	0,6360	0,3828	0,097
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit	-0,5737	0,5464	0,294

Zahl Beobachtungen: 390. – Zahl zensierter Daten: 213. – Log likelihood: -996,367. – Prob-value 0,0289

* Quartale sind von I/89 bis IV/2000 durchgehend nummeriert. – ** t-n bezeichnet die Anzahl der Quartale vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase.

Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH

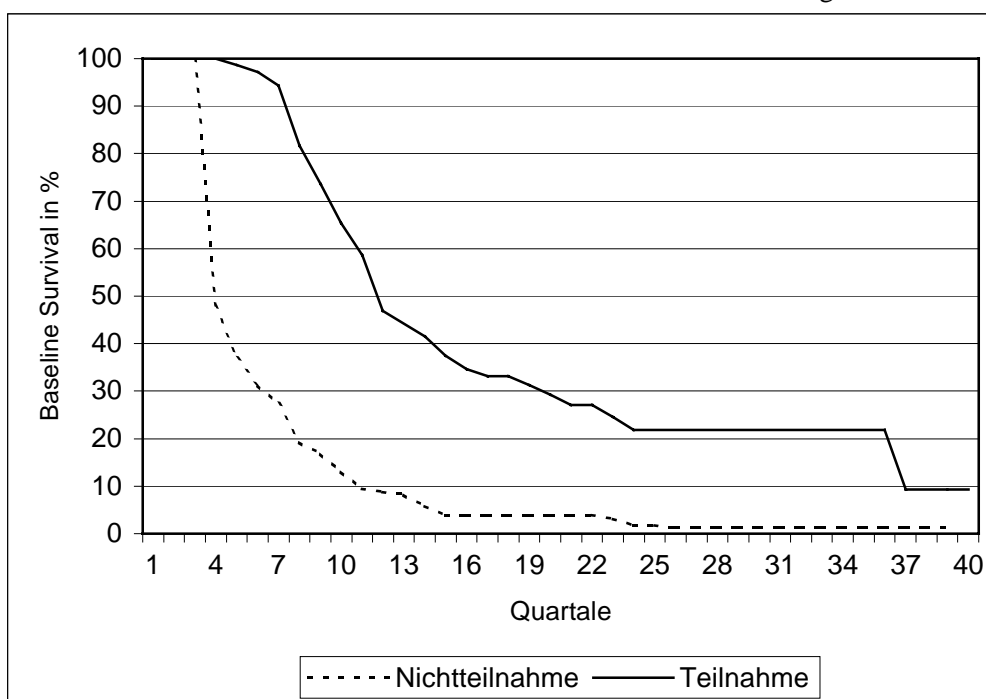
In den folgenden Abbildungen sind die Basis-Überlebensfunktionen bei Teilnahme und Nichtteilnahme der untersuchten Maßnahmen dargestellt. Dabei zeigt die durchgehende Linie den Verlauf der Abgänge aus Arbeitslosigkeit für die Teilnehmer, die gestrichelte Linie gibt die hypothetische Situation der Nichtteilnahme wieder. Es ist festzustellen, dass Teilnahme und Nichtteilnahme eine sehr unterschiedliche Wirkung auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit haben.²² Während der Durchführung einer Maßnahme ist für beide Untersuchungen eine stark verzögernde Wirkung der Teilnahme auf die Abgangsraten zu erkennen.

In Abbildung 3 haben beispielsweise 50 % der Weiterbildungsteilnehmer nach ca. drei Jahren eine Beschäftigung gefunden. Bei Nichtteilnahme wäre das gleiche Resultat schon nach ca. einem Jahr eingetreten. Langfristig ist die Abgangswahrscheinlichkeit aus

²² Das spiegelt sich auch bei der Überprüfung der Einhaltung der Grundannahme proportionaler Hazardraten mit Hilfe der Schönfeld-Residuen wider. Dabei wird für die Variable „Teilnahme“ und die Zeit ein Zusammenhang festgestellt, der das Schätzergebnis verzerren würde. Deshalb wird diese Variable als Schichtungsvariable verwendet. Damit wird für Teilnahme und Nichtteilnahme eine unterschiedliche Basisübergangsrate zugelassen, der Einfluss der übrigen Kovariate ist für beide gleich. Ein erneuter Test der geschichteten Schätzung zeigt, dass der Einfluss der Zeit mit der Schichtung beseitigt werden konnte.

Arbeitslosigkeit im Fall der Teilnahme um zehn Prozentpunkte niedriger als bei Nichtteilnahme. Der Sprung in der Überlebensfunktion bei Teilnahme resultiert aus der geringen Anzahl langer unzensurierter Spells, so dass der Übergang einer Person in Erwerbstätigkeit eine große Wirkung auf den Verlauf der Kurve hat.

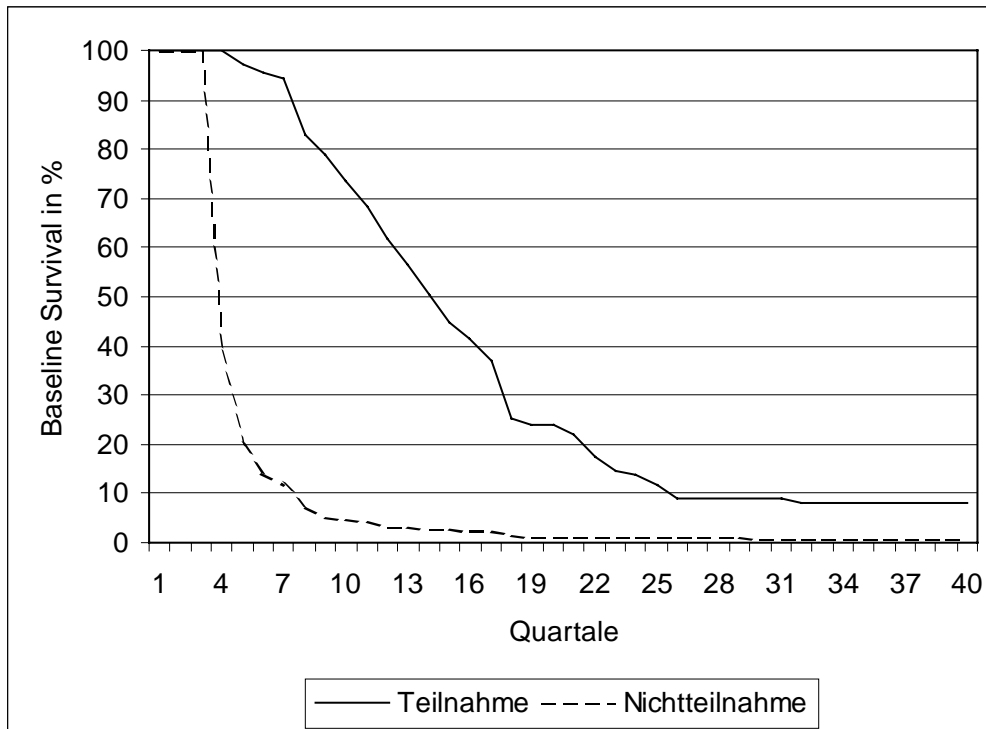
Abbildung 3:
Basisüberlebensfunktion bei Teilnahme und Nichtteilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen



Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH

Ein ähnliches Ergebnis ist für die Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen zu beobachten (vgl. Abbildung 4). Die Hälfte der Teilnehmer hat nach ca. 3,5 Jahren eine Erwerbstätigkeit aufgenommen. Bei Nichtteilnahme hätten bereits nach einem Jahr mehr als die Hälfte erfolgreich die Arbeitslosigkeit beendet. Auch langfristig zeigt sich ein Unterschied in den Abgangsraten in einer ähnlichen Größenordnung wie bei Weiterbildungsmaßnahmen.

Abbildung 4:
Basisüberlebensfunktion bei Teilnahme und Nichtteilnahme an Arbeitsbeschaffungs- und Struktur Anpassungsmaßnahmen



Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH

10. Schlussbemerkungen

Die Evaluationsergebnisse zeigen eine negative Wirkung der Teilnahme an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen bei Langzeitarbeitslosen. Wie bereits im Abschnitt 2 dargestellt, gibt es verschiedene Einflussfaktoren auf das Ergebnis einer Evaluation.

Einer dieser Faktoren ist die methodischen Herangehensweise. Einen Unterschied zu anderen Studien stellt die Einbeziehung der Maßnahmedauer in die Gesamtarbeitslosigkeitsdauer dar. Die Berücksichtigung dieser Zeit verbessert die Vergleichbarkeit von realer und hypothetischer Situation. Damit nähert man sich der angestrebten Fiktion von Teilnahme und alternativer Nichtteilnahme ein und derselben Person.

Ein weiterer methodischer Grund für dieses Ergebnis könnte in der Behandlung der Heterogenität des Maßnahmeeffekts gesehen werden. In der vorliegenden Analyse wird die sogenannte unbeobachtbare Heterogenität über die Einbeziehung der Erwerbsgeschichte vor Beginn der Arbeitslosigkeit reduziert. Tests zeigen, dass keine signifikante Basisdifferenz im Beschäftigungsniveau vor Arbeitslosigkeit bzw. Maßnahmeteil-

nahme vorhanden ist. Allerdings ist langfristig nach der Maßnahme ein Unterschied in der Basisüberlebensfunktion der Arbeitslosigkeit sichtbar (vgl. Abbildung 3 und 4). Ist dies ein Indiz auf unbeobachtbare Heterogenität oder weist diese Differenz auf eine langfristig verschlechterte Beschäftigungswahrscheinlichkeit bei den Maßnahmeteilnehmern hin? Hier gibt es noch weiteren Forschungsbedarf.

Der negative Maßnahmeeffekt kann aber auch in der Struktur der Daten begründet sein. So kann die Fokussierung auf Langzeitarbeitslose ein wesentlicher Grund für die spezifischen Ergebnisse sein. Langzeitarbeitslose haben besondere Probleme, eine adäquate Beschäftigung zu finden. Für die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit kann es durchaus notwendig sein, bestimmte Zugeständnisse einzugehen (bspw. Umzug, Senkung des Anspruchslohns). Der Anreiz dazu steigt, wenn Unterstützungsleistungen gekürzt werden oder vollständig wegfallen. Dies wird in der Verlaufsanalyse als starker Abfall der Basisüberlebensfunktion bei Nichtteilnahme sichtbar (vgl. Abbildung 3 und 4). Nimmt der Arbeitslose jedoch an einer Maßnahme teil, erwirbt er einen neuen Anspruch auf Arbeitslosengeld oder Unterstützungsleistungen für eine Übergangszeit. Erst danach kommt er an die Schwelle, an der er im Fall der Nichtteilnahme schon nach einem Jahr Arbeitslosigkeit gewesen wäre. In den Abbildungen zeigen sich allerdings kaum stärkere Abgangswahrscheinlichkeiten für diesen Zeitraum und eine langfristig höhere Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit. Es ist zu befürchten, dass die Arbeitslosigkeit sich infolge der Maßnahmeteilnahme stark verfestigt hat.

Literaturverzeichnis

Allison, P. D. (1984): Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences 07-046. Beverly Hills.

Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.): Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, 39. – 50. Jg.

Bergemann, A./Fitzenberger, B./Speckesser, S. (2001): Evaluating the Employment Effects of Public Sector Sponsored Training in East Germany: Conditional Difference-in-Differences and Ashenfelter Dip. Diskussionspapier. Mimeo. Mannheim. http://www.vwl.uni-mannheim.de/ls_oek/forschung_index.htm.

Bergemann, A./Fitzenberger, B./Schultz, B./Speckesser, S. (2000): Multiple Active Labor Market Policy Participation in East Germany. An Assessment of Outcomes. Konjunkturpolitik, Beiheft Nr. 51, S. 195-243.

Breslow, N. E. (1974): Covariance analysis of censored survival data. Biometrics, Vol. 30, S. 89-99.

Cox, D.R. (1972): Regression models and life-tables. Journal of the Royal Statistical Society, Series B 34, S. 187-220.

Cox, D.R. (1975): Partial likelihood. Biometrika, Vol. 62, S. 269-276.

Christensen, B. (2001): Berufliche Weiterbildung und Arbeitsplatzrisiko: Ein Matching-Ansatz. Kieler Arbeitspapier Nr. 1033, Institut für Weltwirtschaft.

Eichler, M./Lechner, M. (2001): Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training in East Germany: Institutional Arrangements, Participants and Results of Empirical Evaluations. In: Riphahn, R. T./Snower, D. J./Zimmermann, K. F. (Hrsg.): Employment Policy in Transition: The Lessons from German Integration for the Labour Market. Berlin: Springer, S. 208-253.

Eichler, M./Lechner, M. (2002): An Evaluation of the Public Employment Programmes in the East German State of Sachsen-Anhalt. Journal of Labour Economics, Vol. 9, S.143-186.

Fitzenberger, B./Prey, H. (1998): Beschäftigungs- und Verdienstwirkungen von Weiterbildungsmaßnahmen im ostdeutschen Transformationsprozeß: Eine Methodenkritik. In:

Pfeiffer, F./Pohlmeier, W. (Hrsg.): Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. Baden-Baden: Nomos Verl.-Ges., S. 39-95.

Fitzenberger, B./Prey, H. (2000): Evaluating Public Sector Sponsored Training in East Germany. Oxford Economic Papers, Vol. 52, No. 3, S. 497-520.

Galler, H. (1986): Übergangsratenmodelle bei intervalldatierten Ereignissen. Statistische Hefte, Vol. 27, S. 1-22.

Greene, W. (1997): Econometric Analysis. 3rd ed. Prentice Hall.

Ham, J. C. /LaLonde, R. J. (1996): The Effect of Sample Selection and Initial Conditions in Duration Models: Evidence from Experimental Data on Training. Econometrica, Vol. 64, No. 1, S. 175-205.

Heckman, J. J./Ichimura, H./Todd, P. (1997): Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. Review of Economic Studies, Vol. 64, No. 4, S. 605-654.

Heckman, J. J./LaLonde, R. J./Smith, J. A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.), Handbook of Labor Economics, Vol. III. Amsterdam: Elsevier Science B.V., S. 1865-2097.

Hübler, O. (1994): Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und individueller Beschäftigungsumfang – Eine ökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Bd. 114, S.419-447.

Hübler, O. (1997): Evaluation beschäftigungspolitischer Maßnahmen in Ostdeutschland. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 216, Nr. 1, S. 21-44.

Hübler, O. (1998): Berufliche Weiterbildung und Umschulung in Ostdeutschland – Erfahrungen und Perspektiven. in: F.Pfeiffer und W.Pohlmeier (Hrsg.), Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. Baden-Baden, S.97-132.

Hübler, O. (2001): Evaluation of Policy Interventions: Measurement and Problems. Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 85, Nr. 2, S. 103-126.

Hujer, R./Caliendo, M. (2000): Evaluation of Active Labour Market Policy: Methodological Concepts and Empirical Estimates. IZA Discussion Paper No. 236, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.

Hujer, R./Caliendo, M./Radic, D. (2001): Nobody Knows... How Do Different Evaluation Estimators Perform in a Simulated Labour Market Experiment? Discussion Paper. <http://much-magic.wiwi.uni-frankfurt.de/Professoren/hujer/>, am 13.05.2002.

Hujer, R./ Caliendo, M./Thomson, St. (2003): New Evidence on the Effects of Job Creation Schemes in Germany – A Matching Approach with Threefold Heterogeneity. Working Paper. <http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/Professoren/hujer/>, am 25.02.2003.

Hujer, R./Maurer, K.-O./Wellner, M. (1997): Kurz- und langfristige Effekte von Weiterbildungsmaßnahmen auf die Arbeitslosigkeitsdauer in Westdeutschland: Eine empirische Analyse mit diskreten Hazardraten-Modellen. Frankfurter Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge No. 79.

Hujer, R./Wellner, M. (2000): The Effects of Public Sector Sponsored Training on Individual Employment Performance in East Germany. IZA Discussion Paper No.141, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.

Kraus, F./Steiner, V. (1995): Haben Teilnehmer an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Ostdeutschland bessere Wiederbeschäftigungschancen als Arbeitslose? In Mikroökonomik des Arbeitsmarktes, Hrsg. L.Bellmann und V.Steiner, S. 387 – 424. IAB-Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 192.

Kraus, F./Puhani, P./Steiner, V. (1999): Employment Effects of Publicly Financed Training Programmes – The East German Experience. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 219, S. 216 –248.

Kraus, F./Puhani, P./Steiner, V. (2000): Do Public Works Programmes Work?“, 2000, Research in Labor Economics 19: 275-313.

Lechner, M. (1998): Training the East German Labour Force. Microeconomic Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification. Heidelberg: Physica-Verlag.

Lechner, M. (1999a): Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-job Training in East Germany after Unification. Journal of Business Economic Statistics, Vol. 17, S. 74-90.

Lechner, M. (1999b): The Effects of Enterprise-related Continuous Vocational Training in East Germany on Individual Employment and Earnings. Annales d’Economie et de Statistique, Vol. 55-56, S. 97-128.

Lechner, M. (2000): An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany. The Journal of Human Resources, Vol. 35, No. 2, S. 347-375.

Pannenberg, M. (1996): Zur Evaluation staatlicher Qualifizierungsmaßnahmen (FuU) in Ostdeutschland: Das Instrument Fortbildung und Umschulung. Diskussionspapier Nr. 38, Institut für Wirtschaftsforschung Halle.

Rosenbaum, P. R./Rubin, D.B. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. Biometrika, Vol. 70, No. 1, S. 41-55.

Rosenbaum, P. R./Rubin, D.B. (1985): Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. The American Statistician, Vol. 39, No. 1, S. 33-39.

Rosenfeld, M./Barjak, F./Franz, P./Heimpold, G./Schultz, B. (2001): Regionale Wirtschaftsstrukturen in der zweiten Phase der ostdeutschen Transformation: Sachsen-Anhalt 1995-1999. Sonderheft des IWH 1/2001.

Rubin, D. (1974): Estimating Causal Effects to Treatments in Randomized and Non-randomized Studies. Journal of Educational Psychology, Vol. 66, S. 688-701.

Schmidt, C. M. (1999): Knowing what Works – the Case for Rigorous Program Evaluation. IZA Discussion Paper No. 77, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.

Staat, M. (1997): Empirische Evaluation von Fortbildung und Umschulung – Schriftenreihe des ZEW 21. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden.

Anhang 1

Tabelle 5:

Ergebnisse zu den Wirkungen von ABM/SAM auf die Wiederbeschäftigungschancen in Ostdeutschland^a

AUTOR	DATENSATZ	ZEITRAUM	ERFOLGSKRITERIUM	METHODE	WIRKUNG AUF ERFOLGSKRITERIUM
Bergemann et.al (2000)	AMM S-A ^b	1990 - 1998	Beschäftigungsquote	Matching-Ansatz Conditional Differenz-von-Differenzen-Methode	Männer: - Frauen: 0
Eichler / Lechner (2002)	AMM S-A ^b	1992 – 1997	Differenz in der Arbeitslosenquote	Matching-Ansatz Differenz-von-Differenzen-Methode	Männer: – Frauen: –
Hübler (1997)	AMM O ^c	1990 – 1994	Erwerbstätigkeit	Random-Effekt-Probit-Modell Multinomiales Logitmodell	RE-Modell: Männer: – Frauen: 0 Logit-Modell: kurzfristig: 0 langfristig: 0 bis + mit zusätzlicher Berücksichtigung von Selektionsverzerrung: gegenüber Arbeitslosigkeit: + gegenüber Inaktivität: –
Hujer/ Caliendo/ Thomson (2003)	BA-Daten	2000 – 2002	Abgang aus Arbeitslosigkeit bzw. Arbeitssuche	Matching-Ansatz	Männer: – Frauen: – Kurzzeitarbeitslose: – Langzeitarbeitslose: –
Kraus/ Puhani/ Steiner (2000)	AMM O ^c	1990 – 1992 1992 – 1994	Übergangsrate in stabile oder instabile Erwerbstätigkeit oder Nichterwerbstätigkeit	Diskretes Hazard-Raten-Modell	In beiden Perioden: Männer: – Frauen: –
Kraus/ Steiner (1995)	AMM O ^c	1990 – 1992	Übergangsrate in Erwerbstätigkeit	Diskretes Hazard-Raten-Modell	Männer: kurzfristig: 0 langfristig: + Frauen: kurzfristig: – langfristig: -

^a Ergebnisse, basierend auf dem Arbeitsmarktmonitor für Ostdeutschland, werden nur dann berücksichtigt, falls sie für Maßnahmen gelten, für deren Dauer Unterhaltsgeld bezogen wurde.

^b Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt

^c Arbeitsmarktmonitor Ostdeutschland

^d Sozioökonomisches Panel Deutschland

Tabelle 6:
Ergebnisse zu den Wirkungen von Weiterbildung auf die Beschäftigungschancen in Ostdeutschland^a

AUTOR	DATENSATZ	ZEITRAUM	ERFOLGSKRITERIUM	METHODE	WIRKUNG AUF ERFOLGSKRITERIUM
Bergemann et al. (2001)	AMM S-A ^b	1990 - 1999	Beschäftigungswahrscheinlichkeit Übergangsrate in Beschäftigung	Kernel Matching Conditional Differenz- von- Differenz Schätzer	Keine signifikante Wirkung auf Beschäftigungsaussichten
Bergemann et.al (2000)	AMM S-A ^b	1990 - 1998	Beschäftigungsquote	Matching-Ansatz Conditional Differenz-von- Differenzen- Methode	Männer: -- Frauen: 0
Fitzenberger/Prey (1998)	AMM O ^c	1990 – 1994 1993 – 1994	Erwerbstätigkeit	dynamische simultane statische und dynamische RE-Probit-Modelle, basierend auf Differenz-von- Differenzen- Schätzer Matching-Ansatz	RE-Modell: statisch: – bis 0 dynamisch + Matching: kurzfristig: – langfristig: 0
Fitzenberger/Prey (2000)	AMM O ^c	1990 – 1994	Erwerbstätigkeit	Simultanes Random-Effekt-Modell, basierend auf Differenz-von- Differenzen- Schätzer	+
Hübler (1994)	AMM O ^c	1990	Arbeitssuche, Arbeitszeit	Simultanes Probit-Modell für Teilnahme und Suchverhalten	Weiterbildung führt zu Suchaktivitäten und reduziert die effektive Arbeitszeit
Hübler (1997)	AMM O ^c	1990 – 1994	Erwerbstätigkeit	Multinomiales Logitmodell Random-Effects-Probit-Schätzer	ML-Modell: kurzfristig: + langfristig: + RE-Modell: Männer: kurzfristig: – langfristig: 0 Frauen: –

^a Ergebnisse, basierend auf dem Arbeitsmarktmonitor für Ostdeutschland, werden nur dann berücksichtigt, falls sie für Maßnahmen gelten, für deren Dauer Unterhaltsgeld bezogen wurde.

^b Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt

^c Arbeitsmarktmonitor Ostdeutschland

^d Sozioökonomisches Panel Deutschland

Fortsetzung Tabelle 6

AUTOR	DATENSATZ	ZEITRAUM	ERFOLGSKRITERIUM	METHODE	WIRKUNG AUF ERFOLGSKRITERIUM
Hübler (1998)	AMM O ^c	1990 – 1994	Erwerbstätigkeit	Random-Effekt-Modell auf Basis von matched Samples Simultanes Logitmodell	RE-Modell: – Logit: 0 bis –
Hujer/Wellner (2000)	SOEP ^d	1990 – 1993	Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit nach der Maßnahme Beschäftigungsdauer nach der Maßnahme	Matching-Ansatz	alle Effekte: 0
Kraus/Puhani/Steiner (1999)	AMM O ^c	1989 – 1992 1992 – 1994	Übergangsrate von Arbeitslosigkeit oder der Qualifizierungsmaßnahme in eine stabile Beschäftigung	Diskretes Hazard-Raten-Modell	1989 – 1992: – 1992 – 1994: +
Lechner (1998)	SOEP ^d	1990 – 1994	Differenz in der Arbeitslosenquote Differenz in der Beschäftigungsquote	Matching-Ansatz	Arbeitslosigkeit: kurzfristig: + langfristig: 0 Vollerwerbstätigkeit: kurzfristig: – langfristig: 0
Lechner (1999a)	SOEP ^d	1990 – 1994	Beschäftigungswahrscheinlichkeit, Einkommen	Matching	Keine robusten positiven Effekte auf die außerbetriebliche Weiterbildung
Lechner (1999b)	SOEP ^d	1990 – 1994	Beschäftigungswahrscheinlichkeit, Einkommen	Matching	Positive Einkommenseffekte, keine Effekte auf das Arbeitslosigkeitsrisiko
Lechner (2000)	SOEP ^d	1990 – 1996	Beschäftigungswahrscheinlichkeit, Einkommen	Matching	Keine positiven Langzeiteffekte auf Beschäftigungswahrscheinlichkeit oder Einkommen. Kurzfristig negative Effekte auf das Arbeitslosigkeitsrisiko.
Pannenberg (1996)	SOEP ^d	1990 – 1994	Übergangsrate aus Arbeitslosigkeit	Diskretes Hazard-Raten-Modell	kurzfristig: + langfristig: 0 bis –
Staat (1997)	SOEP ^d	1992 – 1994	Dauer der Arbeitsplatzsuche Beschäftigungsstabilität	Ordered-Probit-Regression mit Instrumentvariable	Dauer der Arbeitsplatzsuche: 0 Beschäftigungsstabilität: 0

^a Ergebnisse, basierend auf dem Arbeitsmarktmonitor für Ostdeutschland, werden nur dann berücksichtigt, falls sie für Maßnahmen gelten, für deren Dauer Unterhaltsgeld bezogen wurde.

^b Arbeitsmarktmonitor Sachsen-Anhalt

^c Arbeitsmarktmonitor Ostdeutschland

^d Sozioökonomisches Panel Deutschland

Anhang 2

Tabelle 7:

Deskriptive Statistik der Teilnehmer- und Kontrollgruppe zur Untersuchung von Weiterbildungsmaßnahmen (FuU /FbW)

Charakteristika	Teilnehmer (n=146)		Nichtteilnehmer (n = 146)	
	Mittelwert bzw. Anteil	Std.-Abw.	Mittelwert bzw. Anteil	Std.-Abw.
Alter	36,25	5,42	36,13	5,19
Geschlecht (Männer) (in %)	32,9	-	31,5	-
Qualifikation				
Angelernte Tätigkeit (in %)	7,0	-	0,0	-
Facharbeiter (in %)	84,2	-	85,6	-
Meister (in %)	5,5	-	4,1	-
Fachhochschulabschluss (in %)	2,1	-	1,4	-
Hochschulabschluss (in %)	3,4	-	4,8	-
Erwerbsgeschichte				
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	19,77	10,75	20,27	10,83
Beginn der Arbeitslosigkeit vor 1996 (in %)	70,5	-	71,9	-
Beginn der Arbeitslosigkeit ab 1996 (in %)	29,5	-	28,1	-
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	0,037	0,11	0,033	0,14
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit	0,900	0,22	0,900	0,24
Zeitanteil in Nichterwerbstätigkeit	0,063	0,18	0,067	0,20
Dauer der Arbeitslosigkeitsphasen**	0,841	2,39	0,74	3,1
Dauer der Erwerbstätigkeitsphasen**	14,183	9,59	14,631	10,1
Dauer der Nichterwerbstätigkeitsphasen**	0,831	2,186	0,863	2,66
Arbeitsmarktstatus				
Erwerbstätige t-1 (in %)***	93,8	-	93,8	-
Erwerbstätige t-2 (in %)***	92,5	-	91,8	-
Erwerbstätige t-3 (in %)***	90,4	-	90,4	-
Erwerbstätige t-4 (in %)***	89,0	-	89,0	-
Erwerbstätige t-5 (in %)***	86,3	-	87,7	-
Erwerbstätige t-6 (in %)***	87,7	-	87,7	-
Region				
Chemnitz (in %)	40,4	-	41,1	-
Dresden (in %)	39,0	-	37,7	-
Leipzig (in %)	20,6	-	21,2	-

* Quartale sind von I/89 bis IV/2000 durchgehend nummeriert. – ** Angabe in Quartalen. – *** t-n bezeichnet die Anzahl der Quartale vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase

Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH.

Tabelle 8:

Deskriptive Statistik der Teilnehmer- und Kontrollgruppe zur Untersuchung von Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen (ABM / SAM)

Charakteristika	Teilnehmer (n=195)		Nichtteilnehmer (n = 195)	
	Mittelwert bzw. Anteil	Std.-Abw.	Mittelwert bzw. Anteil	Std.-Abw.
Alter	37,6	5,36	37,1	5,36
Geschlecht (Männer) (in %)	41,0	-	39,0	-
Qualifikation				
Angelernte Tätigkeit (in %)	3,1	-	2,6	-
Facharbeiter (in %)	80,5	-	79,0	-
Meister (in %)	2,1	-	4,1	-
Fachhochschulabschluss (in %)	2,1	-	0,5	-
Hochschulabschluss (in %)	3,6	-	4,6	-
Erwerbsgeschichte				
Quartal des Arbeitslosigkeitsbeginns*	22,38	10,47	22,34	11,02
Beginn der Arbeitslosigkeit vor 1996 (in %)	64,6	-	66,2	-
Beginn der Arbeitslosigkeit ab 1996 (in %)	35,4	-	33,8	-
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	0,055	0,13	0,039	0,14
Zeitanteil in Erwerbstätigkeit	0,889	0,22	0,891	0,23
Zeitanteil in Nichterwerbstätigkeit	0,056	0,17	0,069	0,18
Dauer der Arbeitslosigkeitsphasen**	1,171	2,79	0,754	3,31
Dauer der Erwerbstätigkeitsphasen**	14,735	9,28	15,103	9,69
Dauer der Nichterwerbstätigkeitsphasen**	1,149	3,53	1,077	2,77
Arbeitsmarktstatus				
Erwerbstätige t-1 (in %)***	88,2	-	86,7	-
Erwerbstätige t-2 (in %)***	86,2	-	85,1	-
Erwerbstätige t-3 (in %)***	84,6	-	84,6	-
Erwerbstätige t-4(in %)***	83,1	-	84,6	-
Erwerbstätige t-5 (in %)***	86,7	-	86,2	-
Erwerbstätige t-6 (in %)***	84,6	-	85,1	-
Region				
Chemnitz (in %)	39,0	-	41,5	-
Dresden (in %)	38,5	-	36,9	-
Leipzig (in %)	22,5	-	31,6	-

* Quartale sind von I/89 bis IV/2000 durchgehend nummeriert. – ** Angabe in Quartalen. – *** t-n bezeichnet die Anzahl der Quartale vor Beginn der mindestens einjährigen Arbeitslosigkeitsphase

Quelle: Unterjähriger Mikrozensus Sachsen; Berechnungen des IWH.