

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Michael Zängle

Zur Abschottung der Teilnehmer in
Maßnahmen geförderter beruflicher Weiterbildung
Eine exemplarische Untersuchung zur Durchlässigkeit von
Bildungsmaßnahmen gegenüber dem Beschäftigungssystem

Zur Abschottung der Teilnehmer in Maßnahmen geförderter beruflicher Weiterbildung

Eine exemplarische Untersuchung zur Durchlässigkeit von Bildungsmaßnahmen gegenüber dem Beschäftigungssystem

Michael Zängle*

Auf der Basis eines Datensatzes des hausinternen Monitoring-Systems der Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Wirtschaft (bfz) gemeinnützige GmbH bestehend aus etwa 34.000 eingegliederten Austritten des Zeitraums 1992 bis 2001, wird über logistische Regressionsmodelle zur individuellen Ausschöpfung der Maßnahmedauer und über die Analyse von Verweilzeiten (Cox-Proportionales-Hazardratenmodell) die Durchlässigkeit bestimmter Maßnahmen geförderter beruflicher Weiterbildung gegenüber dem Beschäftigungssystem dargestellt.

Die Untersuchung hat exemplarischen und explorativen Charakter. Schlüsse auf eine Grundgesamtheit sind nicht möglich. Im untersuchten Datensatz ist der Umfang vorzeitiger Eingliederungen erheblich. Etwa zwei Drittel der in Beschäftigung Einmündenden sind vorzeitig eingegliedert, wobei es insbesondere für Männer einen Trend zunehmender Durchlässigkeit im Untersuchungszeitraum (1992 bis 2001) zu geben scheint. Die Chance eines Teilnehmers, die Maßnahme vor Abgang in Beschäftigung auszuschöpfen, ist besonders niedrig für junge ausländische Männer mit geringer schulischer und beruflicher Bildung und geringer Dauer der Arbeitslosigkeit vor Maßnahmeeintritt. Das gilt noch mehr, wenn die Eingliederung außerhalb des Praktikumsbetriebs erfolgt. Hier wirkt das Weiterbildungsangebot anscheinend in erster Linie als Aufforderung, in reguläre Beschäftigung überzugehen. Umgekehrt ist die Chance einer Ausschöpfung des Bildungsangebots vor der Einmündung in Beschäftigung besonders hoch für ältere deutsche Frauen mit hoher schulischer und beruflicher Qualifikation und längerer Arbeitslosigkeitsdauer vor Maßnahmeeintritt, besonders wenn sie im Praktikumsbetrieb eingegliedert werden.

Die Maßnahmedauer als bestimmende Größe der Suchintensität verliert bei zunehmender Durchlässigkeit der Weiterbildungsmaßnahmen an Gewicht. In seinem Gewicht zu nimmt dagegen das Risiko von Fehlinvestitionen in Qualifizierungsmaßnahmen, wenn nicht durch ausreichende Dauer der Qualifizierung dafür Sorge getragen wird, dass Qualifikationen vermittelt werden, die nachhaltig die Matching-Effizienz verbessern, den Wettbewerbsdruck auf Insider erhöhen und die Produktivität steigern. Die schnellstmögliche Eingliederung kann diesen Zielen durchaus entgegenstehen.

Gliederung

1 Vorbemerkung

1.1 Zur Diskussion über die Wirksamkeit aktiver Arbeitsmarktpolitik

1.2 Eingliederungsziel und Bildungsziel in Maßnahmen der Anpassungsqualifizierung

2 Fragestellung und Datenbasis der Untersuchung

2.1 Fragestellung

2.2 Datenbasis

2.3 Aufbau der Untersuchung

3 Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch eingegliederte Teilnehmer

3.1 Mittlere Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch die individuelle Teilnahmedauer

3.2 Modelle vollständiger Ausschöpfung der Maßnahmedauer

3.3 Modelle hoher Ausschöpfung der Maßnahmedauer

4 Beschreibung des Abgangsprozesses über Verweilkurven

4.1 Zum Einsatz des Cox-Proportionalen-Hazardratenmodells auf Prozesse während der Laufzeit einer Maßnahme

4.2 Einschränkung der Untersuchung auf Maßnahmen mit einer Dauer von sechs Monaten

4.3 Zum Einfluss von Teilnehmermerkmalen auf die kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit

4.4 Zur Abhängigkeit der kumulierten Verweilwahrscheinlichkeit von der Konjunktur

5 Zusammenfassung und Schlussbemerkung

Literatur

* Prof. Dr. Michael Zängle ist Leiter der Zentralabteilung Statistik der Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Wirtschaft (bfz) gemeinnützige GmbH und außerplanmäßiger Professor am Institut für Politikwissenschaft der Universität Regensburg. Der Autor dankt Uwe Blien (IAB), Christian Brinkmann (IAB), Eberhard Plath (IAB), Günther Schmid (WZB) für ihre Kommentare zu einer früheren Fassung. Er dankt ebenso den anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Anregungen, Empfehlungen und Kritik. Der Geschäftsführung des bfz danke ich für die Freigabe der Daten. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im Juni 2002 eingereicht und nach der Begutachtung im Oktober 2002 zur Veröffentlichung angenommen.

In diesem Beitrag werden der Einfachheit halber unter „Teilnehmern“ in der Regel sowohl weibliche wie männliche Teilnehmende verstanden. Bezeichnungen wie „Teilnehmer“, „Absolvent“ oder „Abbrecher“ beziehen sich auf Variablen oder Merkmale. Sie schließen weibliche Personen mit ein.

1 Vorbemerkung

1.1 Zur Diskussion über die Wirksamkeit aktiver Arbeitsmarktpolitik

Über die Wirksamkeit aktiver Arbeitsmarktpolitik ist eine heftige Diskussion entbrannt.¹ Bei aller Unterschiedlichkeit im Urteil über die Effektivität arbeitsmarktpolitischer Instrumente herrscht Einigkeit über die Mangelhaftigkeit der Datenbasis und der Evaluationskultur in Deutschland. Gerade die Ergebnisse über die enttäuschend geringe Effektivität der geförderten beruflichen Weiterbildung (FbW), die in wirkungsanalytischen Designs erarbeitet wurden, basieren auf sehr kleinen Datensätzen. Sie lassen keine ausreichende Binnendifferenzierung nach Maßnahmentypen und Teilnehmerstrukturen zu, ja selbst die undifferenzierten Maßnahmeeffekte (Durchschnittseffekte) stehen auf schwachen Datengrundlagen.² Verbesserung von Datenbasis und Evaluationskultur sind deshalb unvermeidliche und dringliche Schritte in der Effektivitätssteigerung aktiver Arbeitsmarktpolitik (Brinkmann 2000, Fitzenberger/Hujer 2002). Die Bildungsträger sollten dabei im Rahmen ihrer Möglichkeiten mitwirken.

Arbeitsmarktpolitik kann nicht unter eine konsistente Zielhierarchie gestellt werden.³ Schon die gesetzlichen Bestimmungen geben Ziele vor, die zum Teil untereinander kollidieren oder in Spannung zueinander stehen (etwa sozialpolitische Gebote und beschäftigungspolitische Ziele). Erst recht verschärft sich die Problematik der Zielkollision und der Identifikation latenter Zielsetzungen, wenn man die tatsächliche Implementation ins Auge fasst (Brinkmann/Wießner 2002: 384). Streng mikroökonomisch orientierte Ansätze (Jaenichen 2002) sind jedoch bei gegebener Datenlage auf Verengungen des Zielekatalogs angewiesen. Hier besteht immer das Risiko, dass das ökonomisch Mögliche das sachlich zu Fragende präjudiziert. Neben die Forderung, Datenbasis und Evaluationskultur zu verbessern, muss deshalb das Anliegen treten, den Fragehorizont und damit die Auswahl der Evaluationskriterien nicht allein der schlechten Datenbasis wegen unzulässig zu verengen (Blaschke/Plath 2002).⁴

Eingliederung in den ersten Arbeitsmarkt ist, um das Beispiel integrativer beruflicher Förderung herauszugreifen, ein erstes Ziel, die Nettobeschäftigungswirkung ein zweites, die Senkung der (regionalen) Gleichgewichtsarbeitslosigkeit ein drittes, die Vermeidung sozialer Ausgrenzung ein viertes Ziel, wobei die Aufzählung keineswegs abgeschlossen ist. Während in unterschiedlichen Studien all diese Ziele jeweils getrennt untersucht werden (Rabe 2000), sind Ansätze, die diese Ziele gleichzeitig in ihrer wechselseitigen Bedingtheit und auf unterschiedlichen Aggregatenebenen untersuchen, nach wie vor die Ausnahme, vielleicht gar nicht vorhanden. Erst diese Komplexität der Fragestellung aber würde der Komplexität der Praxis gerecht. Statt dessen konzentriert sich die Evaluationsforschung immer einseitiger auf das Eingliederungsziel (Hagen/Steiner 2000; Schmidt u.a. 2001).

Weil die Intensität der Arbeitsplatzsuche während der Qualifizierung absinkt („Locking-in“), steht die Dauer der Qualifizierung in einem Spannungsverhältnis zum Eingliederungsziel. Maßnahmen sollten deshalb so organi-

siert sein, dass die Qualifizierung die Arbeitsplatzsuche und den Wechsel in reguläre Beschäftigung möglichst wenig behindern. Die Forderung nach einer Stellensuche schon während der Teilnahme, als auch die Forderung nach vorzeitigen Austritten in Beschäftigung (Steiner/Hagen 2000: 24) sind unter diesem Gesichtspunkt berechtigt.⁵ Aber die Praxis trägt diesen Forderungen schon Rechnung.

1.2 Eingliederungsziel und Bildungsziel in Maßnahmen der Anpassungsqualifizierung

Ein großer Teil der Weiterbildungsmaßnahmen besteht aus Maßnahmen der Wiedereingliederung, mit der de-facto-Zielsetzung, den Teilnehmern jederzeit den Übertritt in eine adäquate Beschäftigung im ersten Arbeitsmarkt zu ermöglichen. Unter anderem die folgenden Punkte weisen darauf hin:

– Im amtlichen Erfolgsindikator der Eingliederungsbilanzen für FbW, in der sogenannten Verbleibsquote, wird diesem Sachverhalt ausdrücklich Rechnung getragen. Vorzeitige Austritte in Beschäftigung gelten als Erfolg.

¹ Aus dem wissenschaftlichen Bereich sind vor allem das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB, Blaschke/Plath 2000), das Institut für Wirtschaftsforschung in Halle (Schneider/Bergemann/Fuchs u.a. 2000), das Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA, Schmidt u.a. 2001), das Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) und das Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) beteiligt. Im politischen Bereich nehmen z.B. das Bundesfinanzministerium und das Bundesarbeitsministerium zum Teil unterschiedliche Positionen ein. Das Bundeskanzleramt hat für die Benchmarking-Gruppe des Bündnisses für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit ebenfalls ein Gutachten in Auftrag gegeben (WZB, Rabe 2000).

² Lechner und Gerfin wünschen sich für die deutsche Datenlage „schweizerische Verhältnisse“ (2000: 404). Man könnte diesen Wunsch ausdehnen auf jene umfassenderen Ansätze der schweizerischen Evaluationsforschung, in denen der Ansatz Heckmanns ein wertvolles Element neben anderen ist (Bussmann 1997).

³ Anders Hagen und Steiner, die von einer konsistenten Zielhierarchie ausgehen, an deren Spitze das Wiedereingliederungsziel steht. Alle übrigen Ziele der aktiven Arbeitsmarktpolitik seien aus diesem Ziel ableitbar oder korrelierten damit (2000: 15). Im Unterschied dazu geht der Stakeholder-Ansatz der Evaluationsforschung davon aus, dass ein Konsens über Programmziele nicht bestehe, weshalb die Interessen unterschiedlicher Akteure als Aspekte eines nicht nur inhaltlich-logischen, sondern gesellschaftlichen Zielkonflikts einzubeziehen seien (Weidner/Knoepfel 1997: 156).

⁴ Als methodische Grundlagen der Evaluationsforschung gelten in der mikroökonomischen Forschung die Arbeiten von Heckmann und Koautoren (z.B. Heckmann/ LaLonde/ Smith (1999)). Welche Zugänge und Problemstellungen damit ausgeklammert bleiben, wird deutlich im Vergleich mit Lee (2000), besonders S.142. Außerdem Deeke/Kruppe (2002), besonders S.402; Brinkmann/Wießner (2002), besonders S.380.

⁵ „Wie auch schon für ABM diskutiert, ergibt sich für die Teilnehmer im Vergleich zu den Nicht-Teilnehmern ein deutlich negativer Beschäftigungseffekt im Anschluss an die FbW-Maßnahme, was sich unter anderem durch die geringe Suchintensität bzw. die geringe zur Verfügung stehende Suchzeit während der Maßnahme erklären lässt („Locking-in“-Effekt). Hier scheint dieses Problem allerdings systematisch zu sein. Im Gegensatz zu ABM ist die Teilnahme an FbW meist mit einem Abschluss verbunden, der als positives Signal für potenzielle Arbeitsgeber fungieren soll. Aus diesem Grund erhalten Teilnehmer während der Laufzeit der Maßnahme keine Stellenangebote vom Arbeitsamt bzw. können nicht von diesem abberufen werden. Daraus ergäbe sich als mögliche Handlungsempfehlung die Verkürzung der Laufzeit des Kurses. Allerdings müsste auch während der Laufzeit des Kurses eine Arbeitssuche mit späterer Arbeitsaufnahme möglich sein. Hierzu müssten die Anreize gesteigert werden“ (Steiner/Hagen 2000:24).

– In der Erfolgsbeobachtung, welche die Bildungsträger für die Arbeitsämter bezüglich der FuU durchzuführen hatten (Barton-Ziemann 1995), und für FbW durchzuführen haben (DA 93.3.1), werden vorzeitige Austritte als Erfolg verbucht.⁶

– Maßnahmen, für die entsprechend dieser Erfolgsbeobachtung mehrmals das Eingliederungsziel verfehlt wurde, sollten in der Vergangenheit und sollen auch künftig nicht mehr an den entsprechenden Träger vergeben werden. Bei der Überprüfung der „arbeitsmarktlichen Zweckmäßigkeit“⁷ wurden früher und werden gegenwärtig vorzeitige Eingliederungen als Erfolg verbucht.

Der Problematik einer Kollision von Bildungs- und Eingliederungsziel innerhalb der geförderten beruflichen Weiterbildung haben Mitarbeiter des IAB schon seit mehr als einem Jahrzehnt ein vertieftes Interesse gewidmet (Blaschke/Plath/Nagel 1992). Dem Sachverhalt, dass die FuU-Statistik⁸ den Abschluss einer Maßnahme zum Erfolgsmaßstab macht, halten Forscher des IAB schon zu Beginn der 90er Jahre eine Praxis entgegen, in der durch Rechtsprechung, Verwaltungsvorschriften und Verwaltungshandeln dieser Vorrang des Bildungsziels zugunsten des Eingliederungsziels aufgehoben wird. Die „Aufnahme von Arbeit“ gelte als gesetzlich anerkannter Abbruchgrund.⁹ Schon damals gibt es darüber hinaus Beispiele, deren Prioritätensetzung zugunsten der jederzeitigen Eingliederung gar nicht erst erschlossen werden muss, Maßnahmen nämlich, in denen die *vorzeitige* Aufnahme von Arbeit ausdrücklich gefördert und angestrebt werde (Blaschke/Plath/Nagel 1992: 394).

In der Implementation von Anpassungsmaßnahmen hat sich der Nachrang der Qualifizierung in unterschiedlichster Weise niedergeschlagen, zum Beispiel in ‚verstetigten Nachrückermaßnahmen‘¹⁰, oder allgemeiner in der Intensivierung der Vermittlungstätigkeit des Bildungsträgers während und nach der Maßnahme. In dieser Aufgabe als Vermittler hatten sich die Träger beruflicher Weiterbildung schon seit längerem zu bewähren. Nach neuestem Stand des SBG III § 86 hat diese Anforderung expliziten Gesetzesrang. Die Träger verpflichten sich, durch eigene Vermittlungsbemühungen die berufliche Eingliederung zu unterstützen (SBG III § 86 (1) 3.). Hier kann man den sogenannten Nachteilsausgleich anführen, der wirtschaftliche Nachteile des Bildungsträgers bei *erwünschten vorzeitigen Austritten* zum Teil kompensieren, auf diese Weise das Anreizsystem konsistenter auf die jederzeitige Abgangsmöglichkeit des Teilnehmers in eine angemessene Beschäftigung ausrichten soll.¹¹

Weiterbildung und Vermittlung werden in der Typologie der arbeitsmarktpolitischen Instrumente in der Regel einander entgegengesetzt, in letzter Zeit manchmal in der Absicht, die höhere Effektivität der Vermittlung gegenüber der Weiterbildung zu betonen (Fels u.a. 2000)¹². In der Institutionalisierung und Umsetzung der Arbeitsmarktpolitik jedenfalls sind die Grenzen zwischen diesen Instrumenten zunehmend poröser geworden. Integrative Maßnahmen weisen in dem Maße einen Vermittlungsaspekt auf, als sie ablauforganisatorisch und in ihrem Anreizsystem durchlässig sind für vorzeitige Austritte in Be-

schäftigung. Die institutionelle und förderrechtliche Durchlässigkeit von Weiterbildungsmaßnahmen scheint also gewährleistet. Es fragt sich als Nächstes, wie es mit der praktischen Umsetzung bestellt ist.

2 Fragestellung und Datenbasis der Untersuchung

2.1 Fragestellung

Beabsichtigt ist der empirische Nachweis, dass innerhalb des untersuchten Datensatzes parallel zur Anpassungsqualifizierung integrativer Maßnahmen ein Vermittlungsprozess abläuft. Diese Fragestellung lässt sich einordnen in die Thesen zur Effizienzmobilisierung der Arbeitsmarktpolitik der Benchmarking-Gruppe des Bündnisses für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit. Folgend auf die Intensivierung der Arbeitsvermittlung kommt gemäß dem Bericht der Benchmarking-Gruppe einer Verbesserung der Ausbildung und beruflichen Weiterbildung die zweithöchste Priorität zu. Die Effektivität der bisherigen Weiterbildungsförderung könne verbessert werden, „...wenn die Maßnahmen spezifischer nach Zielgruppen differenziert, betriebsnah organisiert und frühzeitig mit Vermittlungsberatung und aktiver Arbeitsplatzsuche verknüpft werden“ (Fels u.a. 2000: 8). Dies dürfte in erster Linie für Anpassungsmaßnahmen gelten.

FbW(FuU)-Maßnahmen können in zwei große Gruppen unterteilt werden, integrative Anpassungsmaßnahmen und Umschulungen. Sie unterscheiden sich im Kern da-

⁶ BA Handbuch AVuAB 210.8 DA FbW, BA I FW 215 Erfolgsbeobachtung/-bilanz 93.3.1 (2): „Die Reintegrationsquote ist auf der Grundlage der insgesamt in die Maßnahme eingetretenen Teilnehmer und der Zahl derjenigen, die *während* der Maßnahme oder innerhalb von 6 Monaten nach Maßnahmeende eine versicherungspflichtige Beschäftigung oder selbständige Tätigkeit aufgenommen haben, zu ermitteln“ (eigene Hervorhebung, MZ).

⁷ Handbuch AvuAB 210.8 DA FbW 86.1.13 (2). Maßnahmeabbrüche wegen Arbeitsaufnahme verletzen das Erfordernis des § 86 Abs. 1 Nr. 8 ausdrücklich nicht. Das Eingliederungsziel ist verfehlt, wenn mindestens bei drei Maßnahmen deutlich mehr als 50 Prozent nach Abschluss der Maßnahme noch oder wieder arbeitslos gemeldet sind.

⁸ Zur Stellung der FuU-Statistik St 35 im Datenbestand der BA vgl. Karr/Wiedemann (2002) besonders S. 51.

⁹ „Es werden Zielabfolgen unterstellt, die jedoch durch die Realität des Arbeitsmarktgeschehens und zum Teil auch durch die Rechtsprechung, Verwaltungsvorschriften und Verwaltungshandeln wieder aufgehoben werden: z.B. regulärer Abschluss einer Qualifizierungsmaßnahme vor der (Wieder-)Aufnahme von Arbeit. Tatsächlich ist die ‚Aufnahme von Arbeit‘ aber ein vom Gesetz als unschädlich für eventuelle Leistungsrückforderungen anerkannter Abbruchgrund. Die vorzeitige Aufnahme von Arbeit wird in einigen Maßnahmetypen sogar gefördert und angestrebt (Lieber/Sauerbrey 1991; 162)“. (Blaschke/Plath/Nagel 1992: 394).

¹⁰ „Denn es gibt Maßnahmetypen, in denen alle Teilnehmer des Kurses bei ständig neuen Zugängen noch während der Maßnahme bereits ‚in Arbeit abgehen‘ sollen...“ (Blaschke / Plath 2000: 471).

¹¹ Handbuch AvuAB 210.8 DA FbW DA 82.0.5 (4) Bei vorzeitigem Ausscheiden eines Teilnehmers wegen Arbeitsaufnahme durch Vermittlung eines Bildungsträgers: Nachteilsausgleich Zahlung bis zum planmäßigen Maßnahmeende.

¹² „...Die Intensivierung und Modernisierung der Arbeitsvermittlung verspricht den größten und am wenigsten umstrittenen Gewinn an Effizienz“ (Fels u.a., Aktivierung der Arbeitsmarktpolitik. Thesen der Benchmarking-Gruppe des Bündnisses für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit, Juni 2000, S.7).

durch, welches der beiden Maßnahmeziele, das Bildungsziel oder das Eingliederungsziel, Vorrang hat. In integrativen Maßnahmen hat das Eingliederungsziel Vorrang, ohne dass aus der Nachrangigkeit des Bildungsziels dessen Bedeutungslosigkeit gefolgert werden darf. Bei Umschulungs- und Ausbildungsmaßnahmen ist die Priorität umgekehrt. Das Bildungsziel hat Vorrang, aber die Aufnahmefähigkeit des Arbeitsmarkts muss auch hier mitbedacht werden. Die Forderung nach Durchlässigkeit gegenüber dem Beschäftigungssystem hat ihre eigentliche Berechtigung bei integrativen Maßnahmen. Auf Maßnahmen dieser Art bezieht sich der vorliegende Beitrag.

Was die Einordnung der Fragestellung in die Forschung über die Wirksamkeit arbeitsmarktpolitischer Instrumente betrifft, so ist sie eng verbunden mit der Diskussion über den sogenannten Locking-in-Effekt. Beabsichtigt ist jedoch nicht dessen wirkungsanalytische Schätzung oder eine Kritik bisheriger Schätzverfahren. Zu Wirkungsanalysen ist die Datenbasis, auf die hier zurückgegriffen werden soll, nicht geeignet. Vielmehr soll ein Beitrag dazu geleistet werden, die Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch die individuelle Teilnahmedauer in Abhängigkeit von Teilnehmermerkmalen und Gestaltungselementen der Maßnahme zu modellieren und die Ergebnisse in der Typologie der Effekte aktiver Arbeitsmarktpolitik zu verorten.¹³

Calmfors (1994) unterscheidet die folgenden Effekte:

- A. Effekte auf den Matching-Prozess (Reduzierung von Mismatch zwischen Angebot und Nachfrage auf regionalen Arbeitsmärkten)
- B. Effekte auf die Erwerbsbeteiligung
- C. Wettbewerbseffekte für Insider
- D. Mitnahme- und Substitutionseffekte
- E. Minderung von Wohlfahrtseinbußen bei Arbeitslosigkeit
- F. Produktivitätseffekte
- G. Verbesserung der Verfügbarkeit über „work-tests“
- H. Effekte auf das Steueraufkommen
- I. Effekte aktiver Arbeitsmarktpolitik auf die passive Arbeitsmarktpolitik bzw. andere Politikfelder

Der Abschottungseffekt ist den Effekten der Matching-Effizienz (Effekte der Gruppe A) zuzuordnen. Eine Absenkung der Suchintensität während der Maßnahme ist ein notwendiger Preis für eine Steigerung der Matching-Effizienz durch Qualifizierung. Dies kann sich negativ auf die Eingliederung oder andere Erfolgsindikatoren im Anschluss an die Maßnahme auswirken (Locking-in-Effekt). Angemessene Qualifizierung ist nur für den Preis reduzierter Suchaktivitäten möglich (Calmfors 1994: 14), und angemessene Qualifizierung ist ihrerseits Voraussetzung unter anderem für den Wettbewerbsdruck auf Insider und für Produktivitätseffekte (Effekte der Gruppe C und F). Abschottung der Teilnehmer an Weiterbildungsmaßnahmen ist deshalb nicht zu vermeiden. Ihr Umfang ist vielmehr zu optimieren. Einerseits muss über die Qualifizierung eine Humankapitalbildung erreicht werden, die zu einem höheren Wettbewerbsdruck auf die Insider oder einer Produktivitätssteigerung führt, andererseits

aber ist eine solche Qualifizierung nur um den Preis herabgesetzter Suchintensität zu erreichen.¹⁴

Das Ausmaß des Abschottungseffekts hängt ab von der konzeptionellen und institutionellen Ausgestaltung der Instrumente. Gestaltungsaspekte sind unter anderem Bildungsziel, Maßnahmedauer, Austrittsbedingungen und Modularisierung, Zertifizierung, Praktika und Zielgruppenorientierung.

Die Zielgruppenorientierung bei Maßnahmen für Arbeitslose bezieht sich zum einen auf die Abgrenzung von Personengruppen, zum anderen auf den relativen Zeitpunkt innerhalb einer Arbeitslosigkeitsphase. Maßnahmen können sich z.B. reaktiv an Teilnehmer wenden, die bereits länger als ein Jahr arbeitslos sind, oder sie können präventiv ausgerichtet sein und auf Teilnehmer zielen, die vor der Schwelle sechsmonatiger Arbeitslosigkeit stehen. Eine präventive Ausrichtung erhöht das Risiko einer Rekrutierung von Teilnehmern, die zu ihrer Integration einer Maßnahme gar nicht bedürfen (Mitnahmeeffekt, Effektgruppe D), eine reaktive Ausrichtung senkt die Zahl potenzieller Konkurrenten und mindert den Wettbewerbsdruck auf die Insider (Effektgruppe C). Sie erhöht außerdem das Risiko einer Stigmatisierung, womit die Nachfrage der Arbeitgeber nach ehemaligen Teilnehmern reaktiv ausgerichteter Maßnahmen sinkt.

Je größer das Risiko einer Fehlrekrutierung aufgrund präventiver Ausrichtung, desto dringlicher wird es, auch während der Maßnahme die Verfügbarkeit der Teilnehmer zu prüfen (Work-test-Effekt, Effektgruppe G). Die Einrichtung von Praktika kann je nach Attraktivität neben der Vermittlung praktischer Arbeitserfahrung eine solche Wirkung ausüben. Die entsprechende Regelung der Austrittsbedingungen erleichtert die Korrektur von Fehlrekrutierungen während der Maßnahme, senkt insofern also Mitnahmeeffekte. Grundsätzlich wäre es besser, die Zweckmäßigkeit einer Teilnahme vor dem Eintritt zu klären, etwa durch Profiling oder vorgeschaltete Kurzmaßnahmen (Staat 1997: 50). Hier gilt jedoch ein ähnlicher Trade-off: je präventiver die Ausrichtung, desto ungenauer und kostenträchtiger die Chancenabschätzung (Rudolph/Müntnich 2001: 532). Gänzlich wird sich also die Fehlrekrutierung im Sinn einer Rekrutierung nicht bedürftiger Teilnehmer nicht vermeiden lassen, selbst wenn

¹³ Ausgangspunkte dieser Typologie sind das modifizierte Layard-Nickel Modell und die modifizierte Beveridge-Kurve (Calmfors 1994: 9-15; Hagen/Steiner 2000: 27-31, Staat 1997: 52).

¹⁴ Je nach relativer Attraktivität der Qualifizierungsmaßnahme kann diese Herabsetzung der Suchintensität schon in Antizipation einer Maßnahmeteilnahme erfolgen (Calmfors 1994: 14). Dieser Ex-ante-Effekt wird auch unter dem Stichwort „Ashenfelter's Dip“ oder „Ashenfelters Tal“ angesprochen (Hagen/Steiner 2000: 55 f., Fitzenberger/Speckesser 2000: 362). Der Ex-ante-Effekt dauert über die Maßnahmeteilnahme oder das Maßnahmeende um Monate hinaus (Schneider, H. u.a. 2000: 89), wobei es schwierig zu sein scheint, eine bestimmte zeitliche Begrenzung zu begründen. Der Locking-in-Effekt ist jedenfalls zumindest zum Teil insofern zeitlich innerhalb Ashenfelters Tal eingeschlossen, als er erst während der Teilnahme einsetzt. Eine korrekte Schätzung des Locking-in-Effekts muss folglich das Problem einer möglichen Überlagerung durch einen anhaltenden Ex-ante-Effekt lösen.

es gelingen sollte, kostengünstige Instrumente der Chancenabschätzung zu entwickeln.

Ein hoher Anteil vor- und frühzeitiger Maßnahmeaustritte in Beschäftigung hat also einen ambivalenten Aussagewert. Zum einen belegt er die ablauforganisatorische Durchlässigkeit gegenüber dem Beschäftigungssystem, zum anderen aber enthält er die nachträgliche Korrektur von Fehlrekrutierungen, für die eigens zu beweisen wäre, dass sie nicht mit kostengünstigeren Instrumenten schon vorab hätten vermieden werden können.

Ein theoretisch entwickelter maßgeblicher Verlauf vorzeitiger Eintritte in Beschäftigung, an dem sich ein empirischer Verlauf beurteilen ließe, kann in diesem Beitrag nicht vorgegeben werden. Dennoch lohnt es sich, dieses Austrittsgeschehen zu untersuchen, indem man nach bestimmenden arbeitsmarktsoziologischen Faktoren fragt. Der Ertrag besteht in einem Wissen, das typisch ist für Monitoring-Systeme. Es kann beschrieben werden, welche Entwicklungen in Abhängigkeit von Teilnehmermerkmalen, Merkmalen der Instrumente und der Lage auf dem Arbeitsmarkt zu erwarten sind. Eine unerwartet starke Zunahme oder ein unerwartet hohes Ausmaß frühzeitiger Eingliederung provoziert eine Überprüfung auf mangelhafte Abgrenzung der Zielgruppen und auf Mitnahmeeffekte, ein unerwartet niedriges Ausmaß frühzeitiger Eingliederung fordert eine Überprüfung der Austrittsbedingungen (überhöhtes Locking-in). Derartige Rückkopplungen in der Erfolgsbeobachtung sind möglich, ohne dass man einen optimalen Verlauf des Austrittsprozesses kennen müsste, weil ja nicht das Niveau der Kennzahlen, sondern deren Ausschlag oder Abweichung die vertiefte Prüfung auslösen.

Monitoring-Wissen über vorzeitige Austritte unterstützt die Entwicklung mikroökonomischer Designs: „Betrachtet man für Evaluationszwecke nur das tatsächliche Ende einer Maßnahme, so läuft man Gefahr, gewisse Effekte zu ignorieren. Dieses Vorgehen erscheint besonders problematisch, wenn es möglich – und eventuell sogar erwünscht – ist, im Falle einer erfolgreichen Arbeitssuche die Maßnahme zu verlassen“ (Lechner/Gerfin 2000: 399). Studien über den Prozess vorzeitiger Eingliederung wie die hier vorliegende unterstützen also die mikroökonomische Wirkungsforschung in ihrem Versuch, Verzerrungseffekte zu kontrollieren. Sie stellen dazu erforderliches Hintergrundwissen bereit.

2.2 Datenbasis

Zur Frage der vorzeitigen Austritten aus Anpassungsmaßnahmen gegenüber dem Beschäftigungssystem gibt es nach Blaschke und Plath (2000) in den amtlichen Statistiken ein Defizit.¹⁵ Es lässt sich sicherlich nicht mit den Daten eines einzelnen Bildungsträgers beheben. Solche Daten könnten aber ausreichen, zu belegen, wie wichtig es wäre, dieses von Blaschke und Plath benannte Defizit auszugleichen. Solange jedenfalls ausreichende Daten über vorzeitige Austritte weder von der Arbeitsverwaltung noch von der Forschung zur Verfügung gestellt werden, sind Daten der Bildungsträger der bestmögliche Ersatz.

Die Untersuchung bezieht sich ausschließlich auf Maßnahmen, die in der Trägerschaft der Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Wirtschaft (bfz) durchgeführt wurden. Einbezogen sind Austritte seit dem dritten Quartal des Jahres 1992 bis einschließlich drittes Quartal 2001. Von Ausnahmen abgesehen liegen die Maßnahmeorte entsprechend dem Tätigkeitsgebiet des bfz im Landesarbeitsamtsbezirk Bayern. Innerhalb Bayerns beträgt der Anteil des bfz-Teilnehmerbestands am Bestand des Landesarbeitsamtsbezirks nach dem Wohnortprinzip etwa 15 Prozent. Die Datenbasis dieser Untersuchung ist also weder repräsentativ für Bayern, noch könnten repräsentative bayerische Ergebnisse auf das Bundesgebiet West übertragen werden. Dennoch ist diese Basis ausreichend, um das Untersuchungsziel einer exemplarischen und explorativen Analyse der Durchlässigkeit von Weiterbildungsmaßnahmen verfolgen zu können. Signifikanzangaben in den Abschnitten 3 und 4 dienen nur der Absicherung gegen zufällig verteilte Datenfehler (Küchler 1979: 114).

Kern des hausinternen Monitoring-Systems¹⁶ des bfz ist die Quartalsstatistik. Sie ist hinsichtlich der Teilnehmermerkmale und der Angaben zum Teilnehmerverbleib auf Individualniveau angesiedelt, enthält darüber hinaus als Kontextdatensatz Merkmale der Maßnahme (der Veranstaltung, des Kurses), innerhalb derer ein Teilnehmer untergebracht ist. Die Angaben stammen nicht vom Teilnehmer selbst, sondern vom jeweils zuständigen Seminarleiter. Nach dem Stichtagsprinzip wird zu Ende jedes Quartals über jeden Teilnehmer berichtet (Vollerhebung, umgesetzt zu 90 bis 95 Prozent).

Im Austritts Quartal wird zum Stichtag Ende des Quartals der Teilnehmerverbleib festgehalten. Die einzelnen Verbleibszustände, nach denen dabei unterschieden wird, können zusammengefasst werden zu „Eingliederung“, „Abbruch“ (unerwünschter vorzeitiger Austritt), „Abgang in registrierte Arbeitslosigkeit“ und „Verbleib unbekannt“. Als eingegliedert gilt in dieser Untersuchung, wer im Austritts Quartal in abhängige Beschäftigung, Ausbildung oder Selbständigkeit abgegangen ist. Für jeden Teilnehmer werden u.a. Eintrittsdatum, und, im Austritts Quartal, das Austrittsdatum festgehalten. Für die zugehörige Maßnahme werden entsprechend Beginn und Ende erhoben. Teilnehmer, die bis zum Ende in der Maßnahme verweilen und insofern das Bildungsprogramm zeitlich vollständig ausschöpfen (tagesgenaue Deckung von Austrittsdatum und Datum des Maßnahmeendes), werden in dieser Untersuchung als Absolventen bezeichnet.

Im Monitoringsystem des bfz sind für den Zeitraum 3 Q 1992 bis 3 Q 2001 insgesamt 102.256 Austritte aus Maßnahmen der Anpassungsqualifizierung aufbereitet. Aus diesem Datensatz werden Teilgruppen ausgefiltert. In Übersicht 2.1 sind diese Datensätze zusammengestellt.

¹⁵ „...Informationen darüber fehlen, ob die ‚Maßnahme‘ von vornherein auf *Abbruch bzw. vorzeitiges Ausscheiden* hin angelegt war“ (Blaschke/Plath 2002: 471).

¹⁶ Vgl. Zängle/Trampusch in MittAB 2/97, Punkt 1.1.

Übersicht 2.1: Datensätze der Untersuchung

Merkmal	Anteil in %	A	B	BK	C	D
		102.256	89.837	71.477	33.979	10.646
Frauen		51,2	50,4	50,7	52,7	49,1
Unter 25 Jahren		18,5	18,8	19,5	24,1	13,8
25 bis unter 35		25,9	25,9	25,7	27,4	32,5
35 bis unter 45 oder k.A.		29,2	28,7	28,6	28,1	31,8
45 oder älter		26,5	26,6	26,0	20,4	21,9
Deutsche, oder k.A.		75,6	75,3	75,6	74,1	72,5
Deutsche, Aussiedler		11,3	11,4	11,2	13,2	15,0
Ausländer		13,0	13,2	13,3	12,7	12,5
Unter Hauptschule oder k.A.		17,8	17,9	18,0	15,1	16,6
Hauptschule		41,7	42,4	42,4	40,3	43,4
Mittlere Abschlüsse		32,7	32,2	32,2	36,9	33,9
Abitur		7,7	7,5	7,2	7,7	6,1
Berufsausb.	nie begonnen	24,7	24,8	24,8	21,9	22,8
	abgebrochen	12,9	13,3	13,6	13,0	11,0
	abgeschlossen oder k.A.	62,3	61,9	61,6	65,0	66,2
Vor Mn. arbl.	unter 3 Monate	25,2	24,7	25,1	29,0	23,1
	3 bis unter 6 Monate	18,4	18,3	18,5	21,1	20,8
	6 bis unter 12 Mon. oder k.A.	22,4	22,7	22,7	23,9	27,0
	12 Mon. oder länger	34,0	34,3	33,7	25,9	29,1

A: Austritte aus Maßnahmen der Anpassungsqualifizierung 3 Q 92 mit 3 Q 2001

B: aus A, Fälle mit gültigen und ausreichenden Verbleibsangaben

BK: aus B: Austritte aus Maßnahmen mit Kursstruktur und vollständigen Zeitangaben

C: aus BK, Eingegliederte

D: aus C, Eingegliederte aus Maßnahmen mit einer Dauer von 26 Wochen

Die eigentliche Datenbasis der vorliegenden Untersuchung besteht aus dem Austrittsdatsatz für all jene Teilnehmer, deren Ein- und Austrittsdatierung vollständig und sachlich richtig ist, deren Verbleibsangaben vollständig und konsistent sind, die nach Austritt eingegliedert sind, und deren Kontextmerkmale hinsichtlich der Maßnahmedatierung und Maßnahmeart vollständig und inhaltlich stimmig sind (Datensatz C, 33.979 Fälle, für Maßnahmen sechsmonatiger Dauer Datensatz D, 10.646 Fälle, Übersicht 2.1).

Unter den 102.256 Austritten der Anpassungsqualifizierung finden sich 12.419 Fälle, deren Verbleibsangaben nicht ausreichen, um festzustellen, ob sie am Stichtag des Austritts quartals eingegliedert sind oder nicht, und wenn ja, ob sie vom Praktikumsbetrieb übernommen wurden. Von den verbleibenden 89.837 Fällen der Anpassungsqualifizierung mit ausreichenden Verbleibsangaben sind jene Fälle herauszunehmen, die aus Maßnahmen ohne klare Kursstruktur austreten (z.B. Nachrückermaßnahmen, oder verstetigte Maßnahmen, deren Kurse oder Teilkurse sich nicht abgrenzen lassen, 6.984). Hierher gehören auch jene Austritte, die den Kurs gewechselt haben, ohne dass dies durch ein Übertrittsdatum festgehalten wä-

re, oder die aus sonstigen Gründen eine Teilnahmedauer aufweisen, die nicht in die Maßnahmedauer fällt (6.292). Schließlich gibt es auch Fälle mit mangelhafter oder fehlender Datierung des Austritts (5.084).

Von den 71.477 Fällen des Datensatzes BK sind 33.979 zum Ende des Austritts quartals eingegliedert, 24.079 davon vorzeitig. Unter den 37.498 Nichteingegliederten des Datensatzes BK sind 20.382 vorzeitig ausgeschieden (unerwünschte vorzeitige Austritte, Abbrecher).

2.3 Aufbau der Untersuchung

Im ersten Schritt wird ein Überblick über die Größenordnung erwünschter vorzeitiger Austritte gegeben. Es wird zusammenfassend dargestellt, in welchem prozentualen Umfang eingegliederte Austritte die Maßnahmedauer ausschöpfen (Abschnitt 3.1). Es folgen dann multivariate Analysen der Ausschöpfung der Maßnahmedauer, die sich nach dem Grad ordnen lassen, zu dem die zeitliche Information in die Definition der Abhängigen einfließt.

Die erste dieser multivariaten Analysen erfasst die Ausschöpfung der Maßnahme über das Erreichen des Maßnahmeendes. Die dichotome Abhängige „Absolvent“ hat hier die Ausprägung 1, wenn der Teilnehmer erst am Ende in Beschäftigung einmündet und insofern das gesamte Weiterbildungsprogramm durchläuft, andernfalls nimmt sie den Wert Null an (Abschnitt 3.2).

Diese reine Endpunkt Betrachtung hat ihre Berechtigung, weil sie erforderlich ist bei der Beurteilung, ob ein Teilnehmer das Bildungsziel einer Maßnahme erreicht hat. Sie hat aber im Zusammenhang der Ausschöpfung den Nachteil, den Ablauf vor dem Endpunkt nicht zu berücksichtigen. So könnte im Extremfall der Absolventenanteil unter den Männern nur deshalb niedriger liegen als der entsprechenden Anteil der Frauen, weil sie zwar häufiger vorzeitig ausgetreten sind, aber allesamt in der vorletzten Maßnahmewoche.

Im zweiten Schritt der multivariaten Analyse wird deshalb festgestellt, ob ein Teilnehmer die Maßnahmedauer in überdurchschnittlichem Umfang ausschöpft. In diesem Fall wird ihm der Wert 1 zugeordnet, andernfalls der Wert Null. Das arithmetische Mittel des Anteils der Teilnahmedauer an der Maßnahmedauer liegt im Datensatz C bei 62 Prozent. Diese Operationalisierung ist auch weniger empfindlich gegen Ungenauigkeiten in der Datierung. Setzt man die Koeffizienten dieser Modelle in die logistische Funktion ein (Andreß u.a. 1997: 265), dann bringen sie die Chance eines Teilnehmertyps zum Ausdruck, erst nach Nutzung von mehr als 62 Prozent des Weiterbildungsprogramms in Beschäftigung abzugehen (Abschnitt 3.3).

Zusätzlich zu einer Grenze von 62 Prozent hätte man z.B. auch Grenzen von 66, 50 oder von 33 Prozent ansetzen können, um den Ablauf an verschiedenen Stellen vor dem Endpunkt zu berücksichtigen. Besser ist der Einsatz von Verfahren der Verweildaueranalyse. Der dritte Schritt der multivariaten Analyse nutzt deshalb mit dem Einsatz des semiparametrischen Cox-Proportionalen-Hazardratenmo-

dells den vollen Informationsgehalt des Austrittsdatums. Um möglichst klare und einfache Analysebedingungen zu schaffen, bezieht sich dieser dritte Schritt nur auf Maßnahmen mit einer Dauer von exakt 26 Wochen (Datensatz D, Abschnitt 4, besonders 4.3 und 4.4). Die Schritte 1 und 2 werden für diesen reduzierten Datensatz wiederholt, so dass die Vergleichbarkeit der Ergebnisse sichergestellt ist.

Als Prädiktoren werden folgende Merkmale herangezogen: Alter, Geschlecht und Nationalität der Teilnehmer, Indikatoren der schulischen und beruflichen Bildung und die Dauer der Arbeitslosigkeit vor Maßnahmeeintritt. Es handelt sich dabei um einen Satz von Prädiktoren, die sich im Monitoring-System des bfz bei der Analyse der Eingliederungs-, Verbleibs- und Abbruchquote als relevant erwiesen haben. Das Erhebungsdesign dieses Systems wurde in Anlehnung an Arbeiten des IAB entwickelt, um eine Positionierung der Verbleibsergebnisse zu ermöglichen (Zängle/Trampusch 1997). Für die vorliegende Untersuchung wurde vermutet, diese Indikatoren könnten auch im Abgangsgeschehen vorzeitig eingegliedert Teilnehmer eine Rolle spielen.

Weil im Folgenden die Durchlässigkeit von Anpassungsmaßnahmen dargestellt werden soll, richtet sich das Augenmerk auf das Abgangsgeschehen *während* der Laufzeit der Maßnahmen (*vorzeitige* Austritte); weil es um die Durchlässigkeit gegenüber dem Beschäftigungssystem geht, sind es die *erwünschten vorzeitigen* Austritte in Beschäftigung, die es näher zu beschreiben gilt, und zwar hinsichtlich des Umfangs, des Verlaufs und der Einflussfaktoren. Es wird also nicht der Eingliederungsprozess insgesamt untersucht¹⁷, sondern der Abgangsprozess der Eingegliederten.

3 Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch eingegliederte Teilnehmer

3.1 Mittlere Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch die individuelle Teilnahmedauer

Je mehr der Erfolg der Maßnahmeteilnehmer an das komplette Durchlaufen der gesamten Maßnahmedauer gebunden ist, je stärker sie dadurch abgehalten werden, nach einer geeigneten Beschäftigung zu suchen, desto größer ist per definitionem die Abschottung (das Locking-in), die kurzfristig sogar zu einer negativen Beschäftigungswirkung von FbW-Maßnahmen führen kann (Locking-in-Effekt). Es bietet sich deshalb an, die relative Teilnahmedauer der Austritte in Beschäftigung zu beobachten, wobei ‚relativ‘ den Bezug zur Maßnahmedauer zum Ausdruck bringt. Ausgehend davon lässt sich ein Indikator ‚Ausschöpfung der Maßnahmedauer‘ bilden. Er liegt bei 100 Prozent, wenn ein integrierter Teilnehmer die gesamte Dauer der Maßnahme absolviert hat (Absolvent). Geht er bereits nach der Hälfte der Maßnahmedauer in Beschäftigung ab, liegt die Ausschöpfung der Maßnahmedauer bei 50 Prozent, usw.

Tabelle 3.1 gibt Auskunft über die Mittelwerte der Teilnahme- und Maßnahmedauer und über die mittlere Ausschöpfung nach Geschlecht. Die Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch eingegliederte Frauen liegt um beina-

Tabelle 3.1: Mittlere Ausschöpfung der Maßnahmedauer nach Geschlecht

Geschlecht		Dauer der Mn, versterigte Mn gekappt	Teilnahmedauer	Ausschöpfung
Mann	Mittelwert N	245,87 16076	131,03 16076	56,98 16076
Frau	Mittelwert N	245,40 17901	153,17 17901	66,44 17901
Insgesamt	Mittelwert N	245,62 33977	142,70 33977	61,96 33977

Anmerkung zu Tabelle 3.1: Datensatz C. Versterigte Maßnahmen haben einen Dauerrahmen, der mehrere Kurse umfasst. Die Teilnahmedauer darf nicht auf den Dauerrahmen, sondern muss auf die Kursdauer bezogen werden.

he 10 Prozentpunkte über derjenigen der Männer, und zwar nicht, weil sie sich in längeren Maßnahmen befinden, sondern weil ihre mittlere absolute Teilnahmedauer um etwa 22 Kalendertage höher ist.

3.2 Modelle vollständiger Ausschöpfung der Maßnahmedauer

Es geht in diesem Abschnitt um den Einfluss der Teilnehmermerkmale auf die Chance eines Teilnehmers, vor der Einmündung in Beschäftigung das Weiterbildungsprogramm bis zum Maßnahmeende zu durchlaufen. Die abhängige Variable der Tabelle 3.2 besteht in der Dichotomie ‚Absolvent, ja, nein‘. Auf die Ausprägung ‚ja‘ entfallen in Datensatz C 9.900 oder 29,1 Prozent der Fälle.

Der Referenzteilnehmer ist 25 bis unter 35 Jahre alt, war vor Maßnahmeeintritt sechs bis unter 12 Monate arbeitslos, verfügt als höchsterreichten Abschluss über einen Hauptschulabschluss, hat eine Berufsausbildung abgeschlossen, ist deutscher Nationalität und männlichen Geschlechts. Auf diesen Referenzteilnehmer sind die Koeffizienten des Modells in Tabelle 3.2 zu beziehen.

Neben dem (relativen) Zeitaufwand und dem zeitlichen Ablauf kann man einen dritten Aspekt des Eingliederungsprozesses unterscheiden, den Eingliederungsweg. Dieser Weg kann in den Praktikumsbetrieb münden (Praktikumsbetrieb als Eingliederungsort) oder zu einem anderen Betrieb führen (sonstiger Betrieb als Beschäftigungsort). Es stellt sich die Frage, ob die Teilnehmermerkmale die Ausschöpfung der Maßnahmedauer innerhalb der Eingliederungswege ähnlich strukturieren. In Tabelle 3.3 sind deshalb die Koeffizienten dreier Modelle wiedergegeben. Das erste bezieht sich auf die Chance eines Teilnehmertyps, die Maßnahme komplett abzuschlie-

¹⁷ Zängle, M (2002).

Tabelle 3.2: Modelle der Eingliederung als Absolvent (logistische Regression)

	Ort 1 Sonst B	Ort 2 PraB B	Insgesamt B	Insgesamt 33.979 (234)	Ort 1 Fälle 17.659	Ort 2 Fälle 16.284 (97)
Alter						
unter 25 Jahre	-,539	-,911	-,688	8134	4333	3801
<i>25 bis unter 35J.</i>				9257	5046	4211
35 bis unter 45	,290	,186	,230	9484	4835	4649
45 oder älter	,237	,223	,281	6870	3344	3526
Arblgkt vor Mn.						
unter 3 Mon.	,322	,019*	,037*	9781	5370	4411
3 bis unter 6	,002*	-,114	-,128	7125	3926	3199
<i>6 bis unter 12</i>				8076	4175	3901
12 Mon. oder länger	,274	-,008*	,161	8763	4087	4676
Schulbildung						
unter HS oder k.A.	-,097*	,069*	,054*	5082	2634	2448
<i>Hauptschule</i>				13600	7004	6596
mittlere Abschlüsse	,310	,294	,252	12455	6480	5975
Abitur	,813	,616	,539	2608	1440	1168
Berufsausbildung						
nie begonnen	-,337	-,302	-,305	7393	3926	3467
abgebrochen	-,257	-,443	-,343	4409	2297	2112
<i>abgeschlossen</i>				21943	11335	10608
Nationalität						
Deutsche(r)				24976	12868	12108
Aussiedler(in),Dt	-,372	-,427	-,218	4462	1946	2516
Ausländer(in)	-,292	-,230	-,420	4307	2744	1563
Geschlecht						
Frau	,552	,376	,480	17795	8783	9012
<i>Mann</i>				15950	8775	7175
Konstante	-2,383	-,217	-1,146			
Anfängliche -2 LL	13952,679	22338,782	46695,328			
-2 log Likelihood (Modell)	13251,642	20907,453	45084,669			
Chi-Q (Modell)	701,037	1431,329	1610,659			
df sign.	14 ,000	14 ,000	14 ,000			
Nagelkerkes R-Quadrat	,071	,113	,062			

Anmerkung zu Tabelle 3.2 : Abhängige Variable „Absolvent“. Kodierung: 1= bis zum Ende in der Maßnahme geblieben 0 = vorzeitig eingegliedert. Nur eingegliederte Austritte.

Ort 1: außerhalb des Praktikumsbetriebs eingegliedert, Ort 2: im Praktikumsbetrieb eingegliedert.

Koeffizienten, die nicht signifikant sind (Alpha ,05), sind mit einem Stern gekennzeichnet.

Für den Eingliederungsort 1 liegt der Anteil der Absolventen bei 13,6 %, für Ort 2 bei 46,8 %.

ben, bevor er *außerhalb* des Praktikumsbetriebs in Beschäftigung einmündet (Ort 1). Das zweite bezieht sich auf die Chance eines Teilnehmertyps, die Maßnahme komplett abzuschließen, bevor er *im* Praktikumsbetrieb eine reguläre Beschäftigung aufnimmt (Ort 2). Das dritte Modell bezieht sich auf den Datensatz C insgesamt.

Der Vergleich dieser drei Modelle bringt unter anderem folgenden Befund: Unabhängig davon, ob Frauen im Praktikumsbetrieb eingegliedert werden oder anderswo, ihre Bereitschaft oder der Zwang der Umstände, die volle Maßnahmedauer auszuschöpfen, ist erheblich größer als die des Referenzteilnehmers. Unabhängig vom Eingliederungsweg, unabhängig von der Arbeitslosigkeitsdauer vor Maßnahmeeintritt, unabhängig von der schulischen und beruflichen Qualifikation und unabhängig von der Nationalität ist die Bereitschaft von Frauen oder die Notwendigkeit für Frauen zu einer vollständigen Ausschöpfung der Maßnahmedauer höher als die der Männer.

Für Ausländer gilt das gegenteilige Muster. Unabhängig vom Eingliederungsweg ist im Vergleich zum Referenzteilnehmer ihre Chance, die Maßnahme vor der Einmündung in Beschäftigung abzuschließen, geringer. Was die berufliche und schulische Qualifikation betrifft, so neigen die weniger qualifizierten Teilnehmer weniger dazu, die Maßnahme vor dem Übergang in Beschäftigung vollständig auszuschöpfen, wobei dieses Muster für die schulische Qualifikation stabiler ist als für die berufliche. Teilnehmer, die vor Maßnahmeeintritt von drei bis unter sechs Monate arbeitslos waren, haben eine besonders geringe Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme abzuschließen.

Man kann die Ergebnisse der logistischen Regressionsmodelle prägnant zusammenfassen, indem man Extremtypen bildet. Dazu werden die Koeffizienten in bestimmter Auswahl in die logistische Funktion eingesetzt, um die Chance vollständiger oder hoher Ausschöpfung zu ermitteln. Um den unteren Extremtyp zu bilden, wählt man innerhalb jeder Variablen den Koeffizienten jener Ausprägung, die den niedrigsten Wert aufweist. Zur Bildung des oberen Extremtyps verfährt man umgekehrt.

Der untere Extremtyp des Modells vollständiger Ausschöpfung („Absolvent, ja,nein“) ist unter 25 Jahre alt, war vor der Teilnahme von drei bis unter sechs Monate arbeitslos, hat als höchsterreichten Abschluss einen Hauptschulabschluss, hat als höchsterreichte berufliche Qualifikation die Berufsausbildung abgebrochen, ist männlichen Geschlechts und Ausländer. Die Chance, dass dieser Teilnehmertyp zeitlich das gesamte Weiterbildungsprogramm durchläuft bevor er in Beschäftigung einmündet, liegt bei 6,2 Prozent (Übersicht 3.1).

Der obere Extremtyp des Modells vollständiger Ausschöpfung („Absolvent, ja, nein“) ist 45 Jahre alt oder älter, war vor der Teilnahme 12 Monate oder länger arbeitslos, hat als höchsterreichten Abschluss Abitur, verfügt über eine abgeschlossene Berufsausbildung, ist weiblichen Geschlechts und deutscher Nationalität (ohne Aussiedler). Die Chance, dass dieser Teilnehmertyp zeitlich das gesamte Weiterbildungsprogramm durchläuft, bevor er in Beschäftigung einmündet, liegt bei 57,8 Prozent.

Tabelle 3.3: Modell der logistischen Regression für die Abhängige „Ausschöpfung hoch/niedrig“ im Vergleich mit einem Modell für die Abhängige „Absolvent“ (ja/nein)

	Ausschöpfung Hoch Niedrig Sp. 1	Ausschöpfung Ja Nein Sp. 2	Datensatz C 33.979 (234)
Alter			
unter 25 Jahre	-,459	-,688	8134
25 bis unter 35J.			9257
35 bis unter 45	,180	,230	9484
45 oder älter	,173	,281	6870
Arblgkt vor Mn.			
unter 3 Mon.	,018*	,037*	9781
3 bis unter 6	-,107	-,128	7125
6 bis unter 12			8076
12 Mon. oder länger	,151	,161	8763
Schulbildung			
unter HS oder k.A.	-,009*	,054*	5082
Hauptschule			13600
mittlere Abschlüsse	,217	,252	12455
Abitur	,489	,539	2608
Berufsausbildung			
nie begonnen	-,099	-,305	7393
abgebrochen	-,179	-,343	4408
abgeschlossen			21943
Nationalität			
Deutsche(r)			24976
Aussiedler(in),Dt	,120	-,218	4462
Ausländer(in)	-,324	-,420	4307
Geschlecht			
Frau	,418	,480	17795
Mann			15950
Konstante	-,161	-1,146	
Anfängliche -2 log L	46695,328	40733,635	
-2 log Likelihood (Modell)	45084,669	38627,778	
Chi-Q (Modelle)	1610,659	2105,857	
df ; sig	14 ,000	14 ,000	
Nagelkerkes R-Quadrat	,062	,086	

Anmerkung zu Tabelle 3.3: Kodierung der Abhängigen: ja = 1; nein = 0. hoch = 1, niedrig = 0. ‚hoch‘ muss ausführlich heißen: Ausschöpfung liegt über 62 Prozent. Koeffizienten, die nicht signifikant sind, sind mit einem Stern gekennzeichnet (Alpha: ,05). Die Ausprägung „hoch“ umfasst 17.825 oder 52,5 % der Fälle in Datensatz C.

Als unteren Extremtyp jener Teilnehmer, die im Praktikumsbetrieb eingegliedert werden, ergibt sich folgende Kombination der Kategorien: unter 25 Jahre alt, vor Eintritt in die Maßnahme 3 bis unter 6 Monate arbeitslos, höchsterreichter Schulabschluss Hauptschule, abgebro-

chene Berufsausbildung, Mann, Aussiedler. Die Chance vollständiger Ausschöpfung vor Einmündung in Beschäftigung liegt bei 10, 8 Prozent. Der obere Extremtyp verbindet folgende Ausprägungen: 45 Jahre oder älter, sechs bis unter 12 Monate arbeitslos, Abitur, abgeschlossene Berufsausbildung, Frau, Deutsche (ohne Aussiedler). Die Chance vollständiger Ausschöpfung vor Einmündung in Beschäftigung liegt bei 73,1 Prozent (Übersicht 3.1).

Zwischen dem Praktikumsbetrieb und dem Teilnehmer kann es eine Art impliziten Vertrag über eine spätere Übernahme in reguläre Beschäftigung geben. Es handelt

sich dabei um eine Konstellation, in der die Suche nach einem Arbeitsplatz schon abgeschlossen ist, ohne dass es zu einem Maßnahmeabbruch kommen muss. Hagen und Steiner (2000: 38) behandeln dies im theoretischen Teil als eine der Möglichkeiten, den Konflikt zwischen Eingliederungsziel und Qualifizierungsziel zu lösen.

Betrachtet man nun die Eingliederung außerhalb des Praktikumsbetriebs, ergeben sich kaum Unterschiede in der Kategorienkombination der Extremtypen. Der untere Extremtyp verbindet folgende Kategorien: unter 25 Jahre, vor Maßnahmeertritt sechs bis unter 12 Monate arbeits-

Übersicht 3.1: Extremtypen der Chance des Maßnahmeabschlusses vor Eintritt in Beschäftigung

Kategorie	Vollständige Ausschöpfung C (33.979)		Vollständige Ausschöpfung Sonstiger Betrieb (17.695)		Vollständige Ausschöpfung Praktikums-Betrieb (16.284)	
	unten	oben	unten	oben	unten	oben
unter 25 J.		U		U		U
25 bis unter 35						
35 bis unter 45				O		
45 oder älter		O				O
unter 3 Mon. arb.los				O		
3 bis unter 6 M.	U		U		U	
6 bis unter 12 M.						O
12 M. oder länger		O				
unter Hauptschule.						
Hauptschule	U		U		U	
mittlerer Abschluss						
Abitur		O		O		O
BAB nie begonnen			U			
abgebrochen	U				U	
abgeschlossen		O		O		O
Frau		O		O		O
Mann	U		U		U	
Deutsche(r)		O		O		O
Aussiedler(in),Dt.			U		U	
Ausländer(in)	U					
Chance in %	6,2	57,8	2,6	40,0	10,8	73,1

Lesebeispiel: Im Modell für vollständige Ausschöpfung (Absolvent ja, nein, Datensatz C) hat die Kategorie „unter 25 Jahre“ innerhalb der Variablen Alter den niedrigsten Koeffizienten. Sie wird deshalb mit einem „U“ gekennzeichnet. Für alle übrigen Variablen des Modells wird analog verfahren. Spalte 1 definiert den unteren Extremtyp. Für diesen Typ beträgt die Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme bis zum Ende zu durchlaufen, 6,2 Prozent. Spalte 2 charakterisiert den oberen Extremtyp, der sich aus den Kategorien mit dem jeweils höchsten Koeffizienten zusammensetzt, gekennzeichnet durch ein „O“. Für den oberen Extremtyp beträgt die Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme bis zum Ende zu durchlaufen, 57,8 Prozent.

Tabelle 3.4: Entwicklung des Anteils von Teilnehmern mit hoher Ausschöpfung (Datensatz C)

Jahr		Ausschöpfung, Hoch, Niedrig		Gesamt
		niedrig	hoch	
1992	Anzahl	839	985	1824
	% von JAHR	46,0%	54,0%	100,0%
1993	Anzahl	1039	1415	2454
	% von JAHR	42,3%	57,7%	100,0%
1994	Anzahl	1703	1348	3051
	% von JAHR	55,8%	44,2%	100,0%
1995	Anzahl	2197	2629	4826
	% von JAHR	45,5%	54,5%	100,0%
1996	Anzahl	2232	2697	4929
	% von JAHR	45,3%	54,7%	100,0%
1997	Anzahl	1566	2079	3645
	% von JAHR	43,0%	57,0%	100,0%
1998	Anzahl	1705	1759	3464
	% von JAHR	49,2%	50,8%	100,0%
1999	Anzahl	1995	2274	4269
	% von JAHR	46,7%	53,3%	100,0%
2000	Anzahl	1917	1652	3569
	% von JAHR	53,7%	46,3%	100,0%
2001	Anzahl	961	987	1948
	% von JAHR	49,3%	50,7%	100,0%
Gesamt	Anzahl	16154	17825	33979
	% von JAHR	47,5%	52,5%	100,0%

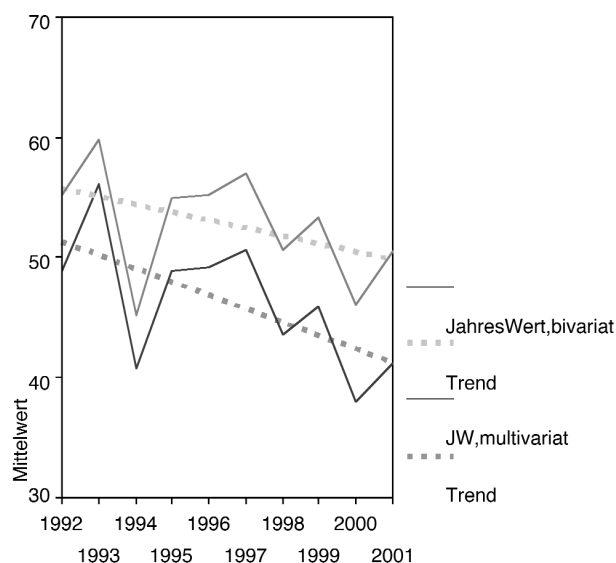
los, Hauptschulabschluss, Berufsausbildung nie begonnen, Mann, Aussiedler. Dieser Typ hat eine Chance von 2,6 Prozent, vor Einmündung in Beschäftigung das Weiterbildungsprogramm komplett zu durchlaufen. In dieser Kategorie könnten Teilnehmer konzentriert sein, die der Maßnahme nicht bedürfen, weil für sie Weiterbildung mit Praktikum im Vergleich zur regulären Beschäftigung nicht attraktiv ist. Die Maßnahmeteilnahme ist für solche Teilnehmer ein verspäteter „Work-test“, der wegen dieser Verspätung möglicherweise nicht kosteneffektiv ist.

3.3 Modelle hoher Ausschöpfung der Maßnahmedauer

Im Modell der Tabelle 3.2 besteht die binäre Abhängige in der Alternative: als Absolvent ausgetreten, ja oder nein, oder anders formuliert: Maßnahmedauer voll ausgeschöpft, ja oder nein. In Spalte 1 der Tabelle 3.3 wird eine weitere Möglichkeit der Dichotomisierung der Ausschöpfung aufgegriffen. Auf den Mittelwert der Ausschöpfung für den gesamten Untersuchungszeitraum des Datensatzes C bezogen erhalten Teilnehmer mit überdurchschnittlicher Ausschöpfung den Wert 1. Unterdurchschnittlichen Werten wird der Wert Null zugeordnet. Nach Tabelle 3.1 liegt dieser Mittelwert bei 62 Prozent. Zur besseren Vergleichbarkeit werden in Spalte 2 der Tabelle 3.3 die Koeffizienten aus Tabelle 3.2 nochmals wiedergegeben. Die beiden Modellvarianten der Tabelle 3.3 stimmen in den Grundaussagen überein.

Nach Übersicht A2 (Anhang) beträgt die Chance des unteren Extremtyps, die Maßnahme vor der Einmündung in

Abbildung 3.1: Trend der Ausschöpfung in Anpassungsmaßnahmen bei Kontrolle der Teilnehmerstruktur



Beschäftigung zu mehr als 62 Prozent auszuschöpfen, 22,7 Prozent. Die entsprechende des Chance des oberen Extremtyps liegt bei 82,5 Prozent.

Im Rahmen der Modellvariante hoher vs. niedriger Ausschöpfung wird nun geprüft, wie sich die Ausschöpfung im Untersuchungszeitraum 1992 bis 2001 entwickelt.

Nach Tabelle 3.4 könnte es einen Trend abnehmender Ausschöpfung geben, wenngleich er nicht stark ausgeprägt zu sein scheint. Da ein Trend jedoch durch Veränderungen in der Teilnehmerstruktur überlagert sein kann, bedarf es einer multivariaten Analyse. Dazu wurden drei Modelle logistischer Regression geschätzt. Das erste Modell enthält als Prädiktoren der dichotomisierten Ausschöpfung nur die Kategorien der Variable „Jahr“. Dieses Modell reproduziert im Grunde nur die bivariate Tabelle 3.4. Ein zweites Modell nimmt als weiteren Prädiktor das Geschlecht auf. Im dritten Modell schließlich sind zusätzlich zu „Jahr“ und Geschlecht alle restlichen Prädiktoren der Tabelle 3.3 enthalten. Diese Modelle sind im Anhang wiedergegeben (Übersicht A1). Auf diese Weise ist es möglich, den durch Drittgrößen verwischten Trend der Tabelle 3.4 klarer herauszuarbeiten (Abbildung 3.1).

Als inhaltliches Ergebnis dieser Vorgehensweise kann festgehalten werden: Bei Kontrolle der Teilnehmerstruktur zeigt sich in den Daten des hier untersuchten Datensatzes ein Trend abnehmender Ausschöpfung der Maßnahmedauer oder zunehmender Durchlässigkeit gegenüber dem Beschäftigungssystem, über den sich integrative Anpassungsmaßnahmen dem Instrumententyp „Vermittlung“ annähern.¹⁸

¹⁸ Dieser Trend wird abgeschwächt durch den Wert des Jahres 1994, der so stark nach unten abweicht, dass er die Frage nach einem Datenfehler aufwirft. Ein solcher Fehler konnte jedoch nicht gefunden werden.

4 Beschreibung des Abgangsprozesses über Verweilkurven

Die Ausschöpfung der Maßnahmedauer wurde bislang auf dreierlei Weise untersucht. Erstens als mittleren Anteil der individuellen Teilnahmedauer an der Maßnahmedauer, getrennt nach Geschlecht, zweitens als Chance eines Teilnehmers, vor Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme vollständig abzuschließen (Absolvent, ja, nein), und drittens über die Analyse der Chance eines Teilnehmers, grob gesprochen, die ersten beiden Drittel der Maßnahme zu durchlaufen, bevor er in reguläre Beschäftigung eintritt.

Es folgt nun ein vierter Analyseschritt, der sich auf die Ausschöpfung als Prozess bezieht. Die Frage richtet sich nun auf die Chance eines Teilnehmers, zu einem gegebenen Zeitpunkt während der Maßnahmedauer zum Folgezeitpunkt in der Maßnahme zu verweilen.

4.1 Zum Einsatz des Cox-Proportional-Hazardratenmodells auf Prozesse während der Laufzeit einer Maßnahme

Der Abgangsprozess wird in Abhängigkeit von Teilnehmermerkmalen über semiparametrische Cox-Proportional-Hazardraten-Modelle untersucht.¹⁹ Verweildaueranalysen wurden in der Evaluierung geförderter Weiterbildung in der Regel auf die Suchprozesse nach dem Maßnahmeende angewendet (Staat 1997, Kap. 9, Hujer/Wellner 2000: 415 f.) oder außerhalb der Evaluierungsforschung auf die Untersuchung der Arbeitslosigkeitsdauer überhaupt.²⁰ In Unterschied dazu werden Verweildauer-

Übersicht 4.1: Beispiel eines Ablaufplans für „Bildung und Praxis für Erwachsene (PBE)“

Beginn: 08-01-2001
Ende: 14-08-2001

Unterrichtszeiten:
Mo und Di 8 -16.15 Uhr
Mi und Do 8 -15.15 Uhr
Freitag 8 – 13.00 Uhr

Phase	Beginn	Ende	Stunden
Theorie	08-01-01	02-02-01	160
Praktikum	05-02-01	23-02-01	120
Theorie	26-02-01	10-04-01	280
Urlaub	11-04-01	20-04-01	
Theorie	23-04-01	11-05-01	120
Praktikum	14-05-01	01-06-01	120
Theorie	05-06-01	08-06-01	40
Urlaub	11-06-01	15-06-01	
Theorie	18-06-01	13-07-01	160
Praktikum	16-07-01	10-08-01	160
Abschlusstheorie	13-08-01	14-08-01	18

modelle hier zur Analyse von Prozessen während der Laufzeit integrativer Maßnahmen eingesetzt, vor allem um Aufschluss über die ablauforganisatorische Durchlässigkeit gegenüber dem Beschäftigungssystem zu gewinnen.

4.2 Einschränkung der Untersuchung auf Maßnahmen mit einer Dauer von sechs Monaten

Die folgende Verweildaueranalyse bezieht sich auf die am häufigsten im hier untersuchten FbW-Datenbestand auftretende Maßnahmeart, auf Maßnahmen mit sechsmonatiger Dauer, die in den allermeisten Fällen nach dem Konzept „Bildung und Praxis für Erwachsene“ (BPE) durchgeführt wurden. In ihrem Ablauf sehen solche Maßnahmen eine Abfolge von Theorie- und Praktikumsphasen vor (Übersicht 4.1), wobei Zahl und Anteil der Phasen zeitlich und örtlich variieren.

Für die Dauergrenze von sechs Monaten spricht zum einen, dass Maßnahmen dieser Dauer im hier untersuchten Datenbestand einen großen Anteil stellen. Zum anderen spielt diese Dauergrenze eine Rolle in der wirkungsanalytisch ausgerichteten Forschung über FuU-Maßnahmen (Hujer/Wellner 2000).²¹

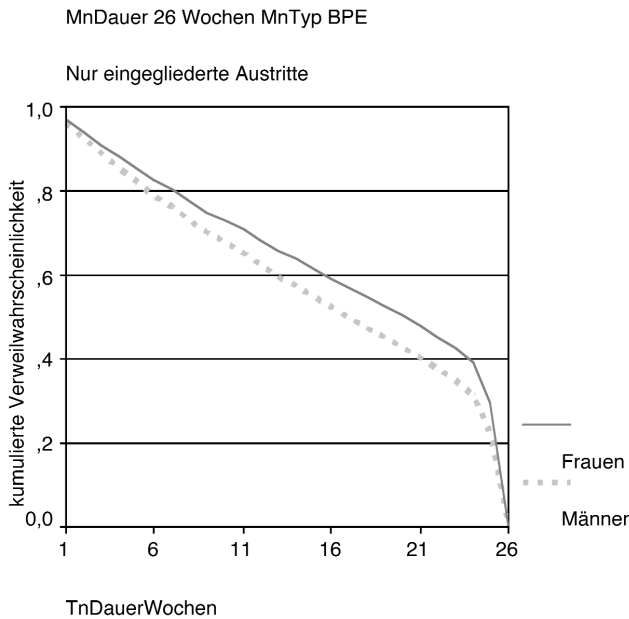
Nur abgeschlossene Maßnahmen, in denen die individuellen Teilnahmedauern komplett eingeschlossen sind, werden in die Untersuchung aufgenommen. Es können also keine zensierten Fälle auftreten. Der Untersuchungszeitraum reicht von 3 Q 1992 bis 3 Q 2001. Die Fallzahl, also die Zahl der eingegliederten Austritte aus Anpassungsmaßnahmen mit einer Dauer von exakt 26 Wochen und mit geeigneten Datierungen, beträgt 10.646.

¹⁹ Über Cox-Proportional-Hazards. Die Cox-Regressionen wurden berechnet mit SPSS, Version 11. Dies schließt die Einschränkung ein, dass eine Spezifikation der Verteilung des Fehlerterms nicht möglich ist. John Hendrickx zu Cox Regression nach Blossfeld / Rower (1995: 216ff.) mit SPSS unter <http://www.sls.wau.nl/bk/bedrijfskunde/jhendrickx/spss/event>.

²⁰ Die Anwendung der Überlebensanalyse auf die Dauer der Arbeitslosigkeit überhaupt hat in den Sozialwissenschaften eine längere Tradition (Diekmann/Mitter 1983). Eine aktuelle Anwendung des semiparametrischen Cox-Proportional-Hazardraten-Modells auf die Abgangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit enthält das Gutachten über die Effizienz der Arbeitsmarktpolitik in den neuen Bundesländern, welches das Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH) im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen erstellt hat (Schneider u.a. 2000: 28-31). In diesem Gutachten findet sich außerdem eine prägnante Darstellung des Proportional-Hazards-Modells von Cox (Schneider u.a. 2000: 51), die auch auf die hier vorgelegte Untersuchung zutrifft. Hier einzuordnen ist auch der Vergleich der Dauer von Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien, den Kaiser und Siedler (2001: 406) durchführen, ebenfalls verbunden mit einer Charakterisierung des Cox-PH-Modells. Im Rahmen seines Forschungsprojekts über das Sofortprogramm der Bundesregierung zum Abbau der Jugendarbeitslosigkeit setzt Dietrich (2001: 433) die Cox-PH-Regression ein, um den zeitabhängigen Übergang aus Arbeitslosigkeit in den ersten Zustand nach Arbeitslosigkeit zu analysieren.

²¹ Hujer und Wellner finden auf der Basis des sozioökonomischen Panels bei Kursen bis zu sechsmonatiger Dauer in Westdeutschland Effekte auf die individuelle Arbeitslosigkeitsdauer. Die Kursdauer wird über die Dauer des Bezugs von Unterhaltsgeld identifiziert. Eine explizite Unterscheidung zwischen individueller Teilnahmedauer und Dauer des Kurses wird nicht getroffen (2000: 410). Die Dauer des Unterhaltsgeldbezugs muss aber weder der Teilnahmedauer noch der Kursdauer entsprechen. Insofern bleibt offen, inwiefern sich die Ergebnisse tatsächlich auf Kursdauern beziehen.

Abbildung 4.1: Kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit nach Geschlecht



4.3 Zum Einfluss von Teilnehmermerkmalen auf die kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit

Die kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit nimmt bei Frauen wie bei Männern für die vorzeitigen Austritte proportional zur Maßnahmedauer ab, für Männer schneller als für Frauen (Abbildung 4.1). Die Kurven kumulativer Verbleibswahrscheinlichkeit nach Geschlecht in Abbildung 4.1 stammen aus einem Modell, in das neben der Variablen Geschlecht die Kovariaten der Tabelle 4.1 aufgenommen wurden. Die Kurven stellen also den um den Einfluss dieser Drittgrößen korrigierten Verlauf dar (Anpassung am Mittelwert der Kovariaten).

In Tabelle 4.1 sind zum einen die Koeffizienten der Cox-Regression enthalten, zum anderen sind die Koeffizienten zweier Modelle logistischer Regression aufgeführt. Wie in den Abschnitten davor bezieht sich das erste dieser Modelle auf die Abhängige „Absolvent, ja, nein“, das zweite auf die Dichotomie „Ausschöpfung hoch, niedrig“. Die Ergebnisse der Cox-Regression stimmen mit denen der logistischen Regressionen im ordinalen Muster überein. Das sei am Beispiel des Merkmals Geschlecht ausgeführt. Das Risiko der Frauen, vorzeitig in Beschäftigung abzugehen, ist durchgängig geringer als das der Männer (-,210 in Tab. 4.1 und Abb. 4.1). Wie sich aus dem Koeffizienten (.461) entnehmen lässt, ist ihre Chance, die Maßnahme vor der Einmündung in Beschäftigung komplett zu durchlaufen, höher als die der Männer. Die Chance der Frauen, die Maßnahme vor der Einmündung in Beschäftigung überdurchschnittlich auszuschöpfen, ist ebenfalls höher als die der Männer.²²

4.4 Zur Abhängigkeit der kumulierten Verweilwahrscheinlichkeit von der Konjunktur

Dieser Abschnitt widmet sich der Frage, ob sich die kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit nach Austrittsjahren

Tabelle 4.1: Cox-PH-Regression und Modelle logistischer Regression für BPE-Maßnahmen (Dauer 26 Wochen)

	Cox B	Fälle 10.646 (65)	Aussch. ja nein B	Aussch. hoch niedrig B
Alter				
unter 25 Jahre	,085	1449	-,198	-,203
25 bis unter 35J.		3450		
35 bis unter 45	-,091	3360	,207	,082*
45 oder älter	-,158	2322	,280	,224
Arblgkt vor Mn.				
unter 3 Mon.	,082	1333	-,044*	-,116
3 bis unter 6	,078	2211	-,200	-,168
6 bis unter 12		2861		
12 Mon. oder länger	-,085	3115	,251	,164
Schulbildung				
unter HS oder k.A.	-,040	1747	,096*	,048*
Hauptschule		4596		
mittlere Abschlüsse	-,062	3609	,126	,109
Abitur	-,173	629	,465	,373
Berufsausbildung				
nie begonnen	,089	2408	-,183	-,158
abgebrochen	,077	1162	-,211	-,076*
abgeschlossen		7011		
Nationalität				
Deutsche(r)		7687		
Aussiedler(in),Dt	-,015	1580	-,129	,211
Ausländer(in)	,253	1314	-,573	-,518
Geschlecht				
Frau	-,210	5276	,461	,440
Mann		5305		
Konstante		-1,329	-,021	

Anfängliche -2 log L;	12305,216;	40733,635
-2 log Likelihood (Modell);	11958,819;	38627,778
Chi-Q (Modelle);	346,396;	2105,857
df ; sig;	14 ,000;	14 ,000
Nagelkerkes R-Quadrat::	047;	,086

unterscheidet, und ob die Unterschiede in der zu erwartenden Richtung liegen. In Jahren günstiger Konjunktur sollte sich die Abgangsgeschwindigkeit erhöhen, bei schlechterer Konjunktur sollte sie sinken. Über die Jah-

²² Im Vergleich zu den Ergebnissen auf Basis des umfassenderen Datensatzes C fällt der Effekt der Alterskategorien sehr viel schwächer aus. Ein zusammenfassender Vergleich findet sich als Übersicht A2 im Anhang.

Tabelle 4.2: Cox-PH-Modell zur Abhängigkeit der kumulierten Verweil-wahrscheinlichkeit vom Austritts-jahr

	B	Fälle	Sig.	Exp(B)
Geschlecht				
Frau	-,212	5302	,000	,809
<i>Mann</i>		5344		
Alter				
Unter 45 Jahre	,124	8324	,000	1,132
<i>45 J. oder älter</i>		2322		
Jahr		,000		
1992		1088		
1993	-,153	1106	,000	,858
1994	,238	1347	,000	1,268
1995	-,048	2115	,187	,952
1996	-,036	1456	,365	,964
1997	,080	984	,071	1,083
1998	,260	855	,000	1,297
1999	,177	821	,000	1,194
2000	,181	632	,000	1,198
2001	-,052	242	,460	,949

Referenzkategorien kursiv (Datensatz C, Fallzahl 10.646)

resdummies hinaus enthält das Cox-PH-Modell die Kovariaten Geschlecht und Alter (dichotom). Referenzkategorie für Alter ist die Gruppe der Älteren (45 Jahre oder älter).

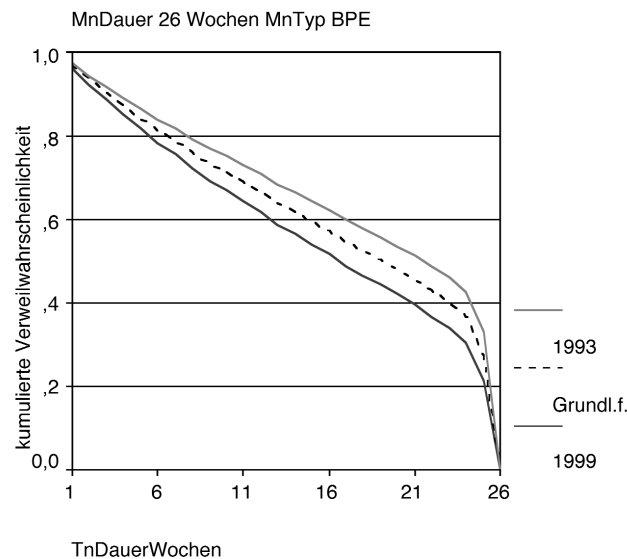
Gegenüber dem Modell der Tabelle 4.1 ist die Zahl der Teilnehmermerkmale stark reduziert. Für die Variable Alter wurden darüber hinaus die Kategorien vergrößert und zwar deshalb, weil ausgehend von diesem Modell erste Untersuchungen über Interaktionseffekte durchgeführt wurden.²³

Referenzkategorie für Geschlecht ist die Ausprägung ‚Mann‘, Referenzjahr ist das Jahr 1992. Je höher der Koeffizient eines Jahres, desto geringer die Tendenz der Teilnehmer zu verweilen, desto schleuniger verläuft der Abgang in Beschäftigung.

Abbildung 4.2 entspricht dem Modell der Tabelle 4.2, in dem für die Merkmale Alter und Geschlecht kontrolliert wird (Anpassung am Mittelwert der Kovariaten). Die Abhängigkeit der kumulierten Verweilwahrscheinlichkeit vom Jahr des Austritts, bei Kontrolle für die Teilnehmermerkmale Alter (dichotom) und Geschlecht, folgt einem plausiblen konjunkturellen Muster (Tabelle 4.2, Abbildung 4.2). Die geringste Abgangsgeschwindigkeit zeigt sich im Jahr 1993 mit konjunkturell ungünstiger Lage, eine besonders hohe in den günstigen Jahren 1998 bis 2000.

Der Übersichtlichkeit halber wurde darauf verzichtet, alle Austrittsjahre in die Abbildung 4.2 aufzunehmen. Statt

Abbildung 4.2: Kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit nach ausgewählten Austrittsjahren



Anmerkung zu Abb.4.2: Legende entspricht der Reihenfolge der Linien. Grundl.f. Abkürzung für Überlebensgrundlinienfunktion

dessen werden die kumulierten Verweilwahrscheinlichkeiten der Austrittsjahre aufgelistet (Tab.4.3).

Über alle Modelle der Abschnitte 3 und 4 hinweg sind die Ergebnisse am wenigsten stabil für Aussiedler. Auch innerhalb der beruflichen Qualifikation gibt es Instabilitäten. Manchmal sind es die Teilnehmer mit höchstens abgebrochener Berufsausbildung, die eher zu einem vorzeitigen Wechsel in Beschäftigung neigen, manchmal sind es jene, die eine Berufsausbildung nie begonnen haben. In allen Modellen jedoch erhöht eine abgeschlossene Berufsausbildung gegenüber den übrigen Kategorien der Berufsausbildung die Chance vollständiger oder hoher Ausschöpfung vor der Einmündung in Beschäftigung. Zum Teil wechselhaft sind auch die Ergebnisse hinsichtlich der Dauer der Arbeitslosigkeit vor Maßnahmeeintritt. Für die unteren Dauerkategorien sind die ordinalen Muster über die Modelle hinweg nicht einheitlich. Durchgängig stabil ist der Befund jedoch hinsichtlich der Dauer der Arbeitslosigkeit vor Maßnahmebeginn von 12 oder mehr Monaten. Sie erhöht die Chance der Ausschöpfung. Darüber hinaus gibt es Hinweise auf Effektveränderungen in den Teildatensätzen, zum Beispiel die Abschwächung der Alterseffekte im Datensatz der sechsmonatigen Maßnah-

²³ Um die Zahl der zu prüfenden Kombinationen und die Interpretation der Interaktionseffekte überschaubar zu halten, ist eine Verringerung der Zahl der Prädiktoren unvermeidlich, zumal wenn Jahresdummies aufgenommen werden sollen. Es gibt Hinweise auf Interaktionen, zum Beispiel zwischen Geschlecht und Alter mit den Merkmalsausprägungen der Tabelle 4.2. Während jüngere Männer deutlich schneller abgehen als ältere (45 Jahre oder älter), weist der Altersunterschied für Frauen zwar in die selbe Richtung, ist aber erheblich schwächer ausgeprägt. Eine vertiefende Analyse der Interaktionen steht noch aus. Das gilt auch für die Prüfung der Proportionalität der Hazards, die nur selektiv und nur über den grafischen Vergleich der Log-Minus-Log-Überlebensfunktionen durchgeführt wurde.

Tabelle 4.3: Kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit nach Austrittsjahren für die Zeitpunkte 13 bis 25

TNWO	SUR_0	SUR_M	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
13	,638	,626	,640	,682	,568	,654	,651	,617	,561	,587	,586	,655
14	,618	,606	,621	,665	,547	,635	,632	,597	,539	,566	,565	,636
15	,594	,580	,596	,642	,519	,611	,607	,571	,511	,539	,538	,612
16	,572	,558	,574	,622	,495	,590	,586	,549	,487	,516	,515	,591
17	,547	,533	,549	,598	,468	,565	,561	,523	,460	,489	,488	,567
18	,524	,510	,527	,577	,444	,544	,539	,500	,436	,466	,464	,545
19	,503	,488	,506	,557	,421	,523	,518	,478	,413	,443	,442	,524
20	,481	,465	,483	,536	,398	,501	,496	,455	,389	,420	,419	,502
21	,456	,441	,459	,513	,373	,477	,472	,430	,364	,395	,393	,478
22	,429	,414	,432	,487	,345	,450	,445	,403	,337	,367	,366	,451
23	,402	,386	,405	,460	,318	,423	,418	,376	,309	,340	,338	,424
24	,367	,352	,370	,427	,284	,388	,384	,341	,276	,305	,304	,390
25	,273	,258	,276	,332	,196	,294	,289	,248	,188	,215	,214	,295

Lesbeispiel: Die Wahrscheinlichkeit eines eingegliederten Teilnehmers, mindestens bis zum Zeitpunkt 13 in der Maßnahme zu verweilen, liegt im Rezeptionsjahr 1993 bei 68 Prozent, im Jahr 1999 dagegen bei 59 Prozent. Die Wahrscheinlichkeit, bis zum Ende der Maßnahme zu verweilen, liegt im Jahr 1993 bei 33 Prozent, im Jahr 1999 bei 22 Prozent.

TNWO: Teilnahmedauer in Wochen; sur_0: Grundlinienfunktion; sur_m: Überlebensfunktion beim Mittelwert der Kovariaten

men²⁴, oder die Akzentuierung der Effekte je nach Eingliederungsweg.

5 Zusammenfassung und Schlussbemerkung

Zunächst seien die wichtigsten Einschränkungen festgehalten: Die Auswertung hat exemplarischen und explorativen Charakter. Schlüsse auf eine Grundgesamtheit sind nicht möglich. Die Befunde gelten nur für den hier untersuchten Datensatz und dieser Datensatz geht seinerseits über Auswahlsschritte aus einem umfassenderen Datenbestand hervor. Diese Auswahlsschritte können die Ergebnisse beeinflussen. Darüber hinaus gibt es Anhaltspunkte für Interaktionseffekte. In keines der Modelle wurden jedoch Interaktionsterme aufgenommen. Die Spezifikation und Deutung von Interaktionseffekten steht noch aus.

Von diesen Einschränkungen unberührt ist die Feststellung, dass vorzeitige Eingliederungen durch die Institutionalisierung der geförderten Weiterbildung nicht behindert, sondern durch eine Reihe von Regelungen unterstützt werden (Abschnitt 1.2). Vorzeitige Austritte in Beschäftigung sind ohne Nachteile möglich und Vermittlung kann durchaus schon während der Maßnahme erfolgen. Auch kann gezeigt werden, dass diese Möglichkeiten nicht nur in seltenen Ausnahmefällen genutzt werden. Alleine im hier untersuchten Datensatz sind Tausende von Teilnehmern betroffen. Wenn Evaluationsforscher anmahnen, all dies sei erst zu ermöglichen (Hagen/Steiner 2000), dann sind sie in diesem Punkt von der Praxis überholt.

Für die mikroökometrische Evaluationsforschung bedeutet dies, dass bei der Evaluation integrativer Anpassungsmaßnahmen der von Lechner und Gerfin (2002) vorgeschlagenen Verzerrungskorrektur für vorzeitige Eingliederungen eine große Bedeutung zukommt. Zudem stellt sich die Frage, inwiefern bei hoher Durchlässigkeit der mikroökonomisch gelegentlich nachgewiesene negative Beschäftigungseffekt zu Recht dem Locking-in zugeschrieben wird. Denkbar wäre auch eine dominante anhaltende Wirkung des *ex ante* Effekts (Ashenfelters Tal). Zusätzlich zur Verzerrungskorrektur für vorzeitige Eingliederungen muss also die Trennung dieser beiden Effekte gelingen, wenn man den Einfluss der Kursdauer auf die Beschäftigungschancen ermitteln möchte.

Dieses eben vorgetragene Fazit gilt unabhängig davon, dass die vorliegende Studie explorativen Charakter hat. Die folgenden Ergebnisse gelten dagegen nur für den untersuchten Datensatz. In Maßnahmen der Weiterbildungsart „Anpassung“ des Datensatzes von etwa 34.000 eingegliederten Austritten liegt die mittlere Ausschöpfung der Maßnahmedauer durch die individuelle Teilnahmedauer bei etwa 60 Prozent. Der Anteil jener Teilnehmenden, die bis zum Ende in der Maßnahme verweilen, macht nur etwa ein Drittel der eingegliederten Austritte aus. Die übrigen zwei Drittel sind über den Vermittlungs-

²⁴ Weitere Modellierungen sollten deshalb Merkmale der Maßnahmeart und Interaktionen zwischen Teilnehmermerkmalen und Variablen auf Maßnahmeebene berücksichtigen.

prozess, der parallel zur Anpassungsqualifizierung verläuft, bereits vorzeitig eingegliedert. Darüber hinaus gibt es Anhaltspunkte für die Vermutung, dass die Ausschöpfung der Maßnahmedauer innerhalb des Untersuchungszeitraums sinkt und zwar besonders für Männer.

Die Ausschöpfung der Maßnahmedauer hängt ab vom Geschlecht, dem Alter, der Nationalität, der schulischen und beruflichen Qualifikation und den Arbeitslosigkeits Erfahrungen der Teilnehmenden. Jüngere, ausländische Männer mit geringer schulischer und beruflicher Bildung und einer Arbeitslosigkeitsdauer von unter sechs Monaten vor Maßnahmeeintritt haben eine besonders niedrige Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung das Weiterbildungsprogramm vollständig abzuschließen. Das gilt in noch stärkerem Maße, wenn die Eingliederung nicht im Praktikumsbetrieb, sondern in einem anderen Betrieb erfolgt. Für viele in dieser Gruppe stellt sich das Weiterbildungsangebot anscheinend in erster Linie als Aufforderung dar, reguläre Beschäftigung aufzunehmen (Work-Test-Effekt). Es besteht der Verdacht, dass sie bis zu diesem Zeitpunkt an einer Maßnahme teilgenommen haben, die nicht für sie maßgeschneidert war und derer sie nicht bedurften (Risiko von Mitnahmeeffekten).

Umgekehrt ist für gut qualifizierte deutsche Frauen mit längerer Arbeitslosigkeitserfahrung die Chance vollständiger Ausschöpfung der Maßnahme besonders hoch und zwar erst recht, wenn die reguläre Beschäftigung im Praktikumsbetrieb aufgenommen wird. Für viele in dieser Gruppe scheint der Suchprozess über eine Art impliziten Vertrag schon abgeschlossen zu sein, ohne dass dies zum Abbruch der Qualifizierung führen muss (Logitmodelle in Abschnitt 3).

Die Ergebnisse der Verweildaueranalyse decken sich mit dem Grundmuster der Logitmodelle. Darüber hinaus gibt es Anhaltspunkte für Effekte der Konjunktur auf die kumulierte Verweilwahrscheinlichkeit. In Jahren günstiger Konjunktur beschleunigt sich der Prozess vorzeitiger Austritte in Beschäftigung, während in Jahren ungünstiger Konjunktur die vorzeitigen Austritte in Beschäftigung zögerlicher ablaufen (Abschnitt 4).

Wenngleich es im Rahmen der vorliegenden Untersuchung nicht möglich ist, ein Kriterium optimaler Durchlässigkeit von Weiterbildungsmaßnahmen vorzugeben, so liefert die Modellierung individueller Ausschöpfung der Maßnahmedauer dennoch Steuerungswissen auf der Ebene des Monitoring. Es könnte deshalb lohnend sein, die exemplarischen und explorativen Ergebnisse in einer für die Bundesrepublik Deutschland repräsentativen Untersuchung zu testen. Schon jetzt jedoch kann davon ausgegangen werden, dass der Prozess vorzeitiger Eingliederung kein unbedeutendes Ausnahmephänomen darstellt.

Die Maßnahmedauer als bestimmende Größe der Suchintensität verliert unter solchen Umständen an Gewicht. In seinem Gewicht zu nimmt dagegen das Problem der Fehlinvestitionen in Qualifizierungsmaßnahmen, wenn nicht durch ausreichende Dauer der Qualifizierung dafür Sorge getragen wird, dass Qualifikationen vermittelt werden, die auch mittelfristig die Matching-Effizienz verbessern, den Wettbewerbsdruck auf Insider erhöhen und die Pro-

duktivität steigern. Die schnellstmögliche Eingliederung kann diesen Zielen durchaus entgegenstehen. Als bloßer Ersatz der Vermittlungsinstrumente ohne ernsthaftes Weiterbildungsanliegen sind Qualifizierungsmaßnahmen wohl nicht kosteneffektiv. Vieles spricht dafür, dass eine weitere Milderung des Locking-in bei gleichzeitiger Sicherung des Weiterbildungsziels über eine Verbesserung der Ablauforganisation in Netzwerken von Arbeitsämtern, Bildungsträgern und Praktikumsbetrieben gelingen könnte (Schmid u.a. 1999).

In der Abwägung zwischen rascher Eingliederung und nachhaltiger Qualifizierung müssen Neigung und Eignung eines Teilnehmers für eine bestimmte berufliche Tätigkeit und damit die Chance, sich aus persönlichem Interesse weiterzubilden, ein Eigenrecht bewahren. Gerade um einer effizienten Allokation der Ressourcen willen sollte genau genommen nicht eine Minimierung, sondern eine Optimierung der Suchdauer Ziel der Ausgestaltung und Umsetzung geförderter beruflicher Weiterbildung sein.

Literatur

- Andreß, H.-J./Hagenaars, J.A./Kühnel, S. (1997): Analyse von Tabellen und kategorialen Daten. Log-lineare Modelle, latente Klassenanalyse, logistische Regression und GSK-Ansatz. Berlin, Heidelberg.
- Barton-Ziemann, M. (1995): Qualitätskriterien für AFG-geförderte berufliche Bildungsmaßnahmen. In: Feuchthofen, J.E./Severing, E. (Hrsg.), Qualitätsmanagement und Qualitätssicherung in der Weiterbildung. Neuwied: Luchterhand, S. 57-73.
- Blaschke, D./Plath, H.-E./Nagel, E. (1992): Konzepte und Probleme der Evaluation aktiver Arbeitsmarktpolitik am Beispiel Fortbildung und Umschulung. In: MittAB 3, S. 381-405.
- Blaschke, D./Plath, H.-E. (2002): Problem der Evaluation von Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik am Beispiel beruflicher Weiterbildung. In: BeitrAB 250, S. 429-446.
- Blaschke, D./Plath, H.-E. (2000): Möglichkeiten und Grenzen des Erkenntnisgewinns durch Evaluation aktiver Arbeitsmarktpolitik. In: MittAB 3, S. 462-482.
- Blossfeld, H-P./Rohwer, G. (1995): Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal Analysis. New York.
- Brinkmann, Chr. (2000): Zur Evaluation der aktiven Arbeitsförderung nach dem SGB III – Monitoring und Wirkungsforschung im Umbruch. In: MittAB 3, S. 483-499.
- Brinkmann, Chr./Wießner, F. (2002): Zur Wirkungsforschung aktiver Arbeitsmarktpolitik. Neue Herausforderungen für Monitoring und Evaluation. In: BeitrAB 250, S. 373-386.
- Bussmann, W. (1997): Evaluationen in der Schweiz. In: Bussmann/Klöti/Knoepfel (1997), S. 13-35.
- Bussmann, W./Klöti, U./Knoepfel, P. (Hrsg.) (1997): Einführung in die Politikevaluation. Basel und Frankfurt am Main.
- Deeke, A./Kruppe, Th. (2002): Prozess- und kontextorientierte Begleitforschung zu arbeitsmarktpolitischen Programmen. In: BeitrAB 250, S.399-414.
- Diekmann, A./Mitter, P. (1984): Methoden zur Analyse von Zeitverläufen. Stuttgart: B.G. Teubner.

- Calmfors, L. (1994): Active Labour Market Policy and Unemployment. A Framework for the Analysis of Crucial Design Features. In: OECD Economic Studies Nr. 22, Spring 1994, S. 7-38.
- Dietrich, H. (2001): Wege aus der Jugendarbeitslosigkeit – Von der Arbeitslosigkeit in die Maßnahme? In: MittAB 4, S. 419-437.
- Fels, G./Heinze, R./Pfarr, H./Schmid, G./Streeck, W. (2000): Aktivierung der Arbeitsmarktpolitik. Thesen der Benchmarking-Gruppe des Bündnisses für Arbeit, Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit, 2. Juni 2000. <http://www.chancen-schaffen.de/news/BueAAWArbeitsmarktpolitik020600.htm>.
- Fitzenberger, B./Speckesser, S. (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Ein Überblick. In: MittAB 3, S. 357-370.
- Fitzenberger, B./Hujer, R. (2002): Stand und Perspektiven der Evaluation der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. ZEW Discussion Paper No. 02-13.
- Hagen, T./Steiner, V. (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung der Arbeit. Baden-Baden.
- Heckmann, J.J./LaLonde, R.J./Smith, J.A. (1999): The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs. In: Ashenfelter, O/Card, D. (Hrsg.): Handbook of Labour Economics, Bd. 3a, S. 1865-2097.
- Hujer, R./Wellner, M. (2000): Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland. Eine mikroökonomische Analyse. In: MittAB 3, S. 405-420.
- Hosmer, D./Lemeshow, S. (1989): Applied Logistic Regression. New York: Wiley.
- Jaenichen, U. (2002): Mikroevaluation: Bildung von Vergleichsgruppen zur Schätzung individueller Förderwirkungen. In: BeitrAB 250, S. 387-397.
- Kaiser, L.C./Siedler, Th. (2001): Die Dauer von Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien: Ein internationaler Vergleich (1990-1995). In: MittAB 4, S.402-418.
- Karr, W./Wiedemann, E. (2002): BA-Geschäftsstatistik und Forschung. In: BeitrAB 250, S. 45-54.
- Kleinbaum, D. G. (1996): Survival Analysis. New York.
- Kleinbaum, D. G. (1995): Logistic Regression. New York.
- Kleinhenz, G. (Hrsg.) (2002): IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 250. Nürnberg.
- Küchler, M. (1979): Multivariate Analysemethoden. Stuttgart.
- Rabe, B. (2000): Wirkungen aktiver Arbeitsmarktpolitik. Evaluierungsergebnisse für Deutschland, Schweden, Dänemark und die Niederlande. WZB Discussion Paper FS I 00-208.
- Lechner, M./Gerfin, M. (2000): Wirkung der aktiven Arbeitsmarktpolitik in der Schweiz auf die individuellen Beschäftigungschancen. In: MittAB 3, S. 396-404.
- Lee, B. (2000): Theories of Evaluation. In: Stockmann, R. (Hrsg.) Evaluationsforschung, S. 127-164.
- Rudolph, H./Müntnich, M. (2001): „Profiling“ zur Vermeidung von Langzeitarbeitslosigkeit. Erste Ergebnisse aus einem Modellprojekt. In: MittAB 4: S. 530-552.
- Schmid, G./Mosley, H./Hilbert, Ch./Schütz, H. (1999): Zur Effektivität aktiver Arbeitsmarktpolitik. Erfahrungen aus einer integrierten Wirkungs- und Implementationsstudie. In: MittAB 4, S. 547-564.
- Schmidt, C.M./Zimmermann, K.F./Fertig, M./Kluve, J. (2001): Perspektiven der Arbeitsmarktpolitik. Internationaler Vergleich und Empfehlungen für Deutschland. Berlin, Heidelberg, New York.
- Staat, M. (1997): Empirische Evaluation von Fortbildung und Umschulung. Baden-Baden.
- Schneider, H./Bergemann, A./Fuchs, O./Kempe, W./Kolb, J. u.a. (2000): Die Effizienz der Arbeitsmarktpolitik in den neuen Bundesländern. Eine Bilanz der Vergangenheit und Ansätze für künftige Reformen. Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH). IWH Sonderheft 3 /2000.
- Steiner, V./Hagen, T. (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit. Kurzfassung. Endbericht an das Bundesministerium der Finanzen, ZEW Mannheim 28. Februar 2000.
- Stockmann, R. (Hrsg.) (2000): Evaluationsforschung. Grundlagen und ausgewählte Forschungsfelder. Opladen.
- Weidner, H./Knoepfel, P. (1997): Evaluation und Mediation. In: Bussmann/Klöti/Knoepfel (Hrsg.), S. 156-172.
- Zängle, M. (2002): Zum Verbleib von Teilnehmern an Maßnahmen der Anpassungsqualifizierung. Ergebnisse der statistischen Erfolgskontrolle der Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Wirtschaft (bfz) gemeinnützige GmbH. Ms Nürnberg, März 2002.
- Zängle, M./Trampusch, C. (1997): Berufliche Rehabilitation in den Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Arbeitgeberverbände e.V. (bfz e.V.). Ergebnisse der statistischen Erfolgskontrolle. In: MittAB 2, S. 305 – 318.

Anhang

Übersicht A1: Regressionskoeffizienten dreier Modelle der logistischen Regression für die Abhängige „Ausschöpfung hoch/niedrig“

Modelle	A_M1	A_M2	A_M3	Fallzahl
				33.979
Alter				
unter 25 Jahre			-,471	8134
25 bis unter 35J.	<i>Referenzkat.</i>			9257
35 bis unter 45			,197	9484
5 oder älter			,194	6870
Arblgkt vor Mn.				
unter 3 Mon.			,043 n.s.	9781
3 bis unter 6			-,110	7125
6 bis unter 12	<i>Referenzkat.</i>			8076
12 Mon. oder länger			,154	8763
Schulbildung				
unter HS oder k.A.			-,011 n.s.	5082
Hauptschule	<i>Referenzkat.</i>			13600
mittlere Abschlüsse			,227	12455
Abitur			,507	2608
Berufsausbildung				
"Verzichter"			-,118	7393
Abbrecher			-,190	4408
Absolventen	<i>Referenzkat.</i>			21943
Nationalität				
Deutsche(r)	<i>Referenzkat.</i>			24976
Aussiedler(in),Dt			,092	4462
Ausländer(in)			-,309	4307
Geschlecht				
Frau		,462	,417	17795
Mann	<i>Referenzkat.</i>			15950
Jahr				
1992	-,029	-,040	-,049 n.s.	1816
1993	,120	,124	,202	2436
1994	-,423	-,385	-,364	3031
1995	-,010	,003	-,003 n.s.	4794
1996	<i>Referenzkat.</i>			4896
1997	,094	,110	,085 n.s.	3621
1998	-,159	-,145	-,193	3439
1999	-,058	-,053	-,106	4245
2000	-,338	-,347	-,431	3533
2001	-,163	-,177	-,293	1943
Konstante	,189	-,060	-,063	
Anfängliche -2 log L	47022,687	47022,687	46695,328	
-2 log Likelihood (Modell)	46799,730	46355,64	44818,44	
Chi-Q (Modelle)	222,950	667,04	1876,88	
df ; sig	9; ,000	10; ,000	23; ,000	
Nagelkerkes R-Quadrat	,009	,026	,072	

Übersicht A2 : Vergleich der Ergebnisse unterschiedlicher Modelle logistischer Regression (Datensätze C und D) über Extremtypen

Kategorie	Vollständige Ausschöpfung C (33.979)		Vollständige Ausschöpfung D (10.646)		hohe Ausschöpfung C (33.979)		hohe Ausschöpfung D (16.646)	
	unten	oben	unten	oben	unten	oben	unten	oben
	1	2	3	4	5	6	7	8
unter 25 J.		U		U		U		U
25 bis unter 35								
35 bis unter 45								
45 oder älter		O		O		O		
unter 3 Mon. arb.los								
3 bis unter 6 M.	U		U		U		U	
6 bis unter 12 M.								
12 M. oder länger		O		O		O		O
unter Hauptschule.								
Hauptschule	U		U		U		U	
mittlerer Abschluss								
Abitur		O		O		O		
BAB nie begonnen							U	
abgebrochen	U		U		U			
abgeschlossen		O		O		O		O
Frau		O		O		O		O
Mann	U		U		U		U	
Deutsche(r)		O		O				
Aussiedler(in),Dt.						O		O
Ausländer(in)	U		U		U		U	
Chance in %	6,2	57,8	7,5	53,2	22,7	82,5	25,6	80,1

Lesebeispiel: Im Modell für vollständige Ausschöpfung (Absolvent ja, nein, Datensatz C) hat die Kategorie „unter 25 Jahre“ innerhalb der Variablen Alter den niedrigsten Koeffizienten. Sie wird deshalb mit einem „U“ gekennzeichnet. Für alle übrigen Variablen des Modells wird analog verfahren. Spalte 1 definiert den unteren Extremtyp. Für diesen Typ beträgt die Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme bis zum Ende zu durchlaufen, 6,2 Prozent. Spalte 2 charakterisiert den oberen Extremtyp, der sich aus den Kategorien mit dem jeweils höchsten Koeffizienten zusammensetzt, gekennzeichnet durch ein „O“. Für den oberen Extremtyp beträgt die Chance, vor der Einmündung in Beschäftigung die Maßnahme bis zum Ende zu durchlaufen, 57,8 Prozent.