

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Dieter Blaschke, Elisabeth Nagel

Statistische Explorationen im
Vorfeld der Eingliederungsbilanz –
Monitoring der Verbleibsquote

32. Jg./1999

2

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

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

Hinweise für Autorinnen und Autoren

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

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

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

Herausgeber

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

Begründer und frühere Mitherausgeber

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

Redaktion

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

Rechte

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

Herstellung

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

Verlag

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

Bezugsbedingungen

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

Zitierweise:

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

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

Statistische Explorations im Vorfeld der Eingliederungsbilanz – Monitoring der Verbleibsquote

Dieter Blaschke und Elisabeth Nagel*

Im Erlaß zur Eingliederungsbilanz wird die Anregung gegeben, die ersten beiden Berichtsjahre 1998 und 1999 im Hinblick auf die zu erstellenden Bilanzen vor allem zu nützen, um Erfahrungen zu sammeln. 1999 wird es zum ersten Mal ernst mit den nach §11 SGB III vorgesehenen Eingliederungsbilanzen. Der folgende Aufsatz widmet sich den dabei zu lösenden Problemen, die unter den Stichworten „Herstellung von Vergleichbarkeit“ und „Rangfolge der Ämter“ bzw. „Konkurrenz zwischen den Ämtern“ für das Monitoring anstehen. Insofern werden erste Erfahrungen mitgeteilt. Die Bundesanstalt für Arbeit hat ein neues Statistikverfahren erarbeitet, durch das Nachweise in Form der Tabellen vorgelegt werden. Hier wird gezeigt, daß auf der Grundlage der Tabellen eine angemessene Analyse nicht durchführbar sein wird. Um die im Gesetz geforderte Vergleichbarkeit herzustellen, werden versuchsweise ältere Individualdaten zum Verbleib nach Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung herangezogen, für die Arbeitsamtsbezirke aggregiert und einer multiplen Regressionsanalyse unterzogen. Das Verfahren und die mit den spezifischen Daten erzielten Ergebnisse deuten darauf hin, daß sich das Verfahren für die anstehenden Analysen im Rahmen der Eingliederungsbilanz eignen könnte. Erst auf der Grundlage der echten Daten, die im Spätsommer dieses Jahres vorliegen werden, wird sich zeigen, wie weit das Verfahren sich auch im Ernstfall bewährt und der Versuch gelingt, damit der vom Gesetzgeber erwünschten Konkurrenz zwischen den Arbeitsämtern eine Basis zu geben.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Eingliederungsbilanz – eine Herausforderung besonderer Art
 - 2.1 Eingliederungsbilanz und das Problem der Vergleichbarkeit regionaler Einheiten
 - 2.2 Zur Kontrolle von Bedingungsunterschieden im Institutionenvergleich
 - 2.3 Der Vergleich der Verbleibsquoten in der Eingliederungsbilanz als statistisches Problem
- 3 Die Datengrundlage
 - 3.1 Eine Verbleibsquote nach beruflicher Weiterbildung
 - 3.2 Die Erklärungsvariablen
- 4 Methodischer Ansatz
- 5 Ergebnisse
 - 5.1 Die Ausgangssituation
 - 5.2 Einzelkorrelationen
 - 5.3 Multiple Regression – Ergebnisse der Modelle
 - 5.4 Übertragung der Ergebnisse – Die „vergleichbare“ bereinigte Rangreihe
 - 5.5 Die Ergebnisse für 1995 zur Kontrolle
 - 5.6 Die Arbeitsamtsbezirke in den neuen Bundesländern

6 Diskussion

7 Literatur

1 Einleitung

Was mit der Eingliederungsbilanz auf die Arbeitsämter zukommt, ist erst im Umriß zu sehen. Nach Ablauf von zwei oder drei Jahren, die als Versuchsstadium gelten, wird es Ernst damit werden, vor allem auch mit dem Vergleich der Ämter untereinander.

Im folgenden werden die Ergebnisse aus einem statistischen Modellansatz mitgeteilt, die bereits im vorab einige der zu erwartenden Probleme erkennen lassen. Das gewählte Verfahren weist einen Weg, wie man z.B. mit dem grundlegenden Problem umgehen kann, „Vergleichbarkeit“ zwischen den Ämtern und den Regionen herzustellen. Dazu sind aggregierte Daten über den Verbleib nach FuU-¹ bzw. FbW-Maßnahmen, über die Komposition der Maßnahmen nach Risikogruppen und die im Eingliederungserlaß aufgeführten Indikatoren für die Arbeitsmarktsituation pro Arbeitsamtsbezirk herangezogen worden. Auf dieser Datengrundlage wird deutlich, wie man nicht nur nach Herstellung der Vergleichbarkeit eine neue Rangreihe der Ämter erstellen kann, sondern auch wie man auf jene Ämter aufmerksam werden kann, bei denen es sich wegen stärkerer Abweichung im positiven oder negativen Bereich lohnen dürfte, mit eingehenderen Analysen anzusetzen („extreme case monitoring“, ein Monitoring mit Blick auf Extremfälle).

Für diesen Modellansatz wurde auf ältere Daten der Fortbildung und Umschulung aus dem Jahr 1996 – und zum Vergleich 1995 – zurückgegriffen. Das hat den Vorteil, daß man sich, ohne schon Konsequenzen mitbedenken zu müssen, ganz dem Versuch widmen kann. Die Ergebnisse muß niemand ernst nehmen. Doch werden die ersten Ergebnisse mit den echten Daten für Förderung der beruflichen Weiterbildung (FbW) oder Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) etc. vermutlich ähnlich aussehen, nicht was die einzelnen Ämter angeht, die hier nun besonders aufgefallen sind, aber

* Dr. Dieter Blaschke und Elisabeth Nagel sind Mitarbeiter im IAB. Für Anregungen, Hilfe, Kritik und Diskussion im Zusammenhang mit einer ersten Version des Aufsatzes haben wir vielen Kollegen im IAB, in den Forschungsreferaten der LAA und in einigen Arbeitsämtern zu danken. Wollten wir sie vollständig namentlich aufzählen, so könnte der Verdacht entstehen, wir wollten uns von der Verantwortung für mögliche Fehler der Veröffentlichung entlasten. Das ist nicht der Fall, die Verantwortung dafür bleibt bei uns. Besonders danken möchten wir dennoch Hans-Eberhard Plath, Lutz Bellmann, Uwe Blien, Franziska Hirschenauer, Oliver Hülser und Michael Zängle.

¹ Seit Einführung des SGB III wird von „Förderung der beruflichen Weiterbildung“ (FbW) gesprochen.

doch darin, worauf sich der Blick richten wird. Es kann ein Weg zum methodischen Umgang mit Eingliederungsbilanzen gezeigt werden. Die Bewährungsprobe für das Verfahren steht noch bevor.

Durch die Veröffentlichung hoffen wir, die Suche nach anderen Lösungen und nach eventuellen Fehlern in der vorliegenden Lösung anzuregen. Wir hoffen, daß die Kritik an unserem Vorgehen möglichst bald zu neuen Ideen führt.

2 Eingliederungsbilanz – eine Herausforderung besonderer Art

2.1 Eingliederungsbilanz und das Problem der Vergleichbarkeit regionaler Einheiten

Im Sozialgesetzbuch III kommen mehrere Bestrebungen der Neuorganisation der Verwaltung (unter dem Vorzeichen des „new public management“) zum Ausdruck. Zum einen die Verlagerung der Verantwortung von der Zentrale auf die örtlichen Arbeitsämter. Beredter Ausdruck dafür ist die Abkehr von der bisherigen Praxis, zentrale Vorgaben für die Verteilung der Haushaltsmittel bis hinein in die einzelnen Instrumente oder Maßnahmebereiche (wie FbW, ABM etc.) zu machen. Die Mittel für die Ermessensleistungen in der aktiven Arbeitsmarktpolitik der Ämter werden diesen im Rahmen eines Eingliederungstitels (§§ 71b SGB IV und 371 SGB III) zur Verfügung gestellt und dort gemeinsam mit den Verwaltungsausschüssen weitgehend frei auf die verschiedenen Maßnahmen verteilt (Brinkmann 1999). Die Verteilung auf die Landesarbeitsämter (LAÄ) erfolgt nach einem vom IAB erarbeiteten Schlüssel (vgl. Blien 1998a, 1998b). Damit fällt den einzelnen Ämtern nun nicht nur die Aufgabe zu, die Mittel rechtzeitig und zeitgerecht auszugeben, sondern möglichst einen „optimalen Mix“ für alle Instrumente, insbesondere für die großen Instrumente FbW, ABM und SAM sowie die freie Förderung (für die ja bis zu 10% der Geldmittel ausgegeben werden können) zu finden. Voraussetzung dürfte sein, daß jedes Instrument selbst möglichst sinnvoll und wirksam eingesetzt wird.

Begleitet ist die Übergabe dieser Verantwortung deshalb von der Anforderung an die Verantwortlichen in den Ämtern, Rechenschaft über die wirtschaftliche Mittelverwendung auf der Grundlage der Eingliederungserfolge abzulegen. (Auch hier wird die Verantwortung prinzipiell durch die Leitfigur der Teamarbeit in der Neukonzeption des Arbeitsamts 2000 auf viele Schultern verteilt.) Die bisher bei der Zentrale liegende Verantwortung für die sinnvolle Aufteilung der Finanzmittel auf die verschiedenen Instrumente aktiver Arbeitsmarktpolitik liegt nun vor Ort in jedem Arbeitsamt. Diese Rechnungslegung ist im § 11 SGB III festgelegt. Der Paragraph bestimmt, daß alle Arbeitsämter jedes Jahr eine sog. Eingliederungsbilanz über alle Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (Ermessensleistungen) des vergangenen Jahres vorzulegen haben. U.a. muß nachgewiesen werden, wie wirksam die Förderung ist, d.h. „wie viele Arbeitnehmer ... in angemessener Zeit im Anschluß an die Maßnahme eine Beschäftigung aufgenommen haben oder nicht mehr arbeitslos sind“, dargestellt im Verhältnis zur Zahl der geförderten Arbeitnehmer (§ 11 Abs. 2 Nr. 6 SGB III).

² Das geschieht im Dienstblatt-Runderlaß 3/99 vom 18. Januar 1999 (Betreff: Eingliederungsbilanz nach § 11 SGB III. Geschäftszeichen Ib/IIIa 5025/4016/6000/1410.1 – Vorgang RdErl 54/97 – 4016/5000/6000).

³ Besonders förderungsbedürftige Personengruppen: Analysen zeigten immer wieder, daß die Eingliederungsergebnisse bei Personen aus Zielgruppen – Ältere, Langzeitarbeitslose, Personen ohne abgeschlossene berufliche Ausbildung etc. – besonders niedrig ausfallen (Blaschke/Nagel 1995).

Die Arbeitsämter sollen demnach nicht nur nachweisen, für welche Instrumente und für wieviele Personen welche Finanzmittel eingesetzt wurden, sondern auch welche Wirkung dieser Finanzmitteleinsatz hatte. Wie das geschehen soll, ist im Gesetz (§ 11 Abs. 2 SGB III) angedeutet. Dort heißt es: „Die Bundesanstalt stellt den Arbeitsämtern zur Sicherstellung der Vergleichbarkeit der Eingliederungsbilanzen einheitliche Berechnungsmaßstäbe zu den einzelnen Angaben zur Verfügung.“ Die Ergebnisse müssen außerdem kommentiert werden. Für diese Aufgabe stellt die Hauptstelle den Arbeitsämtern Interpretationshilfen für den Umgang mit den Ergebnissen zur Verfügung.²

Um für jedes einzelne Instrument die Leistung jedes Amtes nachweisen zu können, muß es für jedes Instrument irgendeine Vergleichsgröße geben. Einen absoluten Maßstab, an Hand dessen sich beurteilen ließe, was ein Amt, ganz unabhängig von anderen Ämtern angesichts der Situation vor Ort geleistet hat, gibt es nicht. Vergleiche werden sich auf größere Einheiten richten müssen und auf die dort im Durchschnitt erreichten Werte: Das sind zunächst sicher einmal die alten und die neuen Bundesländer, dann aber auch größere Regionen mit etwa gleicher Situation am Arbeitsmarkt, wie sie in der Form der Cluster von Ämtern mit ähnlicher Situation durch einen Forschungsbeitrag des IAB angeboten wurden. Dieser Vorschlag hat Eingang gefunden in den Dienstblatt-Runderlaß 3/99. Das Verfahren wird sekundär auch zur Konkurrenz zwischen den Ämtern beitragen.

Auf der Grundlage der vorgelegten Zahlen wird sich sehr schnell eine Rangfolge (sog. „Bundesligatabelle“) der einzelnen Ämter in Ost oder West oder im gesamten Geltungsbereich des SGB III bzw. in jedem Landesarbeitsamtsbezirk oder in jedem Cluster für jedes Instrument erstellen lassen. Das wird nicht zu umgehen sein, will der Gesetzgeber doch (gem. Gesetzesbegründung) einen „Wettbewerb“ unter den Arbeitsämtern erreichen. Vergleichen will man aber nur Vergleichbares. Wie erreicht man also diese Vergleichbarkeit?

Wer davon ausginge, daß die Bedingungen am Arbeitsmarkt überall die gleichen sind, der könnte die erreichten Bruttowerte in eine Rangreihe bringen und hätte dann schon die Siegermannschaft bestimmt. Aber es gibt eine Reihe von intervenierenden und Moderatorvariablen (z.B. der große Arbeitgeber am Ort geht in Konkurs, die Konjunktur trübt sich stark ein, ein harter Winter, der nicht alle Arbeitsamtsbezirke in gleicher Weise trifft), die zu berücksichtigen sind. Der Nachweis für solche Einflüsse und ihrer Wirkungen ist durch alle möglichen Untersuchungen immer wieder geführt worden (z. B. Blien und Friedrich 1993).

Der Gesetzgeber hat dies berücksichtigt und verlangt deshalb einerseits, die Vergleichbarkeit in regionaler Hinsicht herzustellen. Andererseits verlangt er auch, diese Vergleichbarkeit hinsichtlich der einbezogenen Risikogruppen herzustellen. Es gibt im Gesetz also Hinweise auf Sachverhalte, die zur Kenntnis genommen werden müssen, ehe man das Vergleichen beginnen kann. So heißt es, daß die „besonders förderungsbedürftigen Personengruppen“ gesondert auszuweisen (§ 11 Abs. 2 Ziff. 6 SGB III)³ und die „Rahmenbedingungen“ (ebd. Ziff. 7) in die Interpretation der Ergebnisse einzubeziehen seien.

In der Interpretation des Paragraphen 11 SGB III zur „Eingliederungsbilanz“ durch den Eingliederungserlaß werden außer den Frauen, die besonders ausgewiesen werden müssen, vier (nicht überschneidungsfreie) Untergruppen besonders förderungsbedürftiger Personengruppen aufgeführt. Sie

müssen in Tabelle 6 III „Verbleibsquote“ der Eingliederungsbilanz als absolute Zahl und mit ihrem Eingliederungsergebnis ausgewiesen werden: *Langzeitarbeitslose* (gem. § 18 Abs. 1 SGB III, d.h. ein Jahr oder länger arbeitslos), *Schwerbehinderte und Gleichgestellte*, *Ältere* (50 Jahre und älter), *Berufsrückkehrer/innen*, sowie die Gesamtzahl von dadurch erfaßten Personen („überhaupt“).

Nur wie macht man das konkret? Im einzelnen Arbeitsamt wird man im wesentlichen nur darüber spekulieren können, warum in dem bestimmten Jahr ein bestimmter Prozentsatz von Personen am Stichtag nicht mehr arbeitslos ist und warum der Abstand zum Vergleichsamt aus der Gruppe des gemeinsamen Arbeitsmarkt-Clusters⁴ oder zum Mittelwert des Clusters – oder auch zum Vorjahresultat – so groß oder so klein ist. Die Tabellen, die in ihrer Struktur und demnachst auch in ersten Ergebnissen (im Intranet der BA) vorliegen, geben diese Antwort noch nicht. Wie soll der Vergleich konkret vor sich gehen? Die Ämter sollen sich mit den anderen Ämtern in ihrem Cluster vergleichen und zwar auf der Grundlage praktisch der „Bereinigung“, die dadurch angestrebt wird, daß man die Eingliederungsergebnisse auch für die Personengruppen im einzelnen ausweist. Wird das ausreichen? Welche Probleme sich konkret ergeben werden, ist kaum abzusehen (Jagoda 1998; Semmler 1998; Dienstblatt-Runderlaß 3/99).

Bilanzen geben Einblick in meistens schon lange laufende Vorgänge. Durch den weitgehenden Neuanfang mit der datentechnischen Erfassung in einer Reihe von Bereichen (vgl. Anlage 3 zu RdErl 3/99) wird sich zunächst vermutlich noch nicht alles in den Daten schon so darstellen können, wie es anzustreben ist. Und es fehlen auch die Erfahrungen, die sich auf der Grundlage von längeren Zeitreihen ergeben; auch auf den Zeitvergleich hat der Gesetzgeber ja aufmerksam gemacht. Die Unsicherheit in den Ämtern ist groß.

2.2 Zur Kontrolle von Bedingungsunterschieden im Institutionenvergleich

Um über die (im Gesetz in bestimmter Weise definierte) „Wirksamkeit“ Aufschluß geben zu können, müssen die Eingliederungsbilanzen also zunächst „vergleichbar“ gemacht werden. Die „Vergleichbarkeit“ muß die besonders förderungsbedürftigen Personengruppen und die Rahmenbedingungen umfassen (vgl. dazu Punkt 3.5 Dienstblatt-Runderlaß zur Eingliederungsbilanz 3/99).

Bezogen auf diese inhaltlichen Probleme kann nicht auf bereits erfolgreich erprobte Analysemodelle zurückgegriffen werden. Es liegen jedoch unterschiedliche Untersuchungen vor, in denen zunächst ähnlich gelagerte Probleme der Vergleichbarkeit auf der Grundlage aggregierter Daten bearbeitet werden mußten.

⁴ Vergleichsamt: Aus diesen Überlegungen heraus wurde vom IAB die Idee aufgegriffen, mittels statistischer Analysen jene Arbeitsamtsbezirke zu identifizieren, die untereinander gewisse Ähnlichkeiten der wirtschaftlichen und damit der arbeitsmarktlichen Situation aufweisen (Hirschenauer 1998). Dahinter steht die Erkenntnis, daß den Rahmenbedingungen bzw. der regionalen Arbeitsmarktsituation eine besondere Bedeutung zukommt bei der Frage, wie hoch die Eingliederungsquote in einer bestimmten Zeit sein kann bzw. wie viele frühere Teilnehmer noch arbeitslos sind. Falls sich dieses Vorgehen bewähren sollte, wären die Werte von Jahr zu Jahr neu zu ermitteln.

⁵ Selbstselektion und wohl auch von Selektion: Studienanfänger mit hohem intellektuellen Niveau streben auf qualitativ hochangesehene Colleges, und diese lehnen weniger erfolgversprechende Studenten möglicherweise ab.

• Bei Astin (1968) ging es darum, den Einfluß institutioneller Gegebenheiten bzw. der unterschiedlichen Qualität von Institutionen auf den Erfolg einer Ausbildung, konkret auf das nach Abschluß einer Ausbildung feststellbare intellektuelle Niveau der Absolventen nachzuweisen. Als Merkmale der Qualität von Colleges und Universitäten wurden z. B. die besondere Qualität der Fakultätsmitglieder, das zahlenmäßige Verhältnis von Lehrenden zu Studenten oder die Forschungsorientierung angesehen. Das Problem für den direkten Vergleich ermittelter Werte wurde darin gesehen, daß man es hier möglicherweise mit einer besonderen Form von Selektivität auf der Personenseite zu tun hat, die kontrolliert werden sollte.⁵ Selektivität würde ggf. dazu führen, daß das intellektuelle Niveau verschiedener Colleges bereits bei Eintritt der Studenten in die Institution höher ist als das anderer. Will man den unterschiedlichen Einfluß der Qualitätsmerkmale der verschiedenen Colleges ermitteln, so müssen diese Eingangsumterschiede kontrolliert werden. Die notwendige Standardisierung wurde mit dem Verfahren der multiplen Regression vorgenommen.

• In Schweden (Sonnichsen 1996) soll in einem (auf der computergestützten Kriminalstatistik aufsetzenden) Monitoring die Leistung der 118 Polizeidistrikte in der Kriminalitätsbekämpfung vergleichbar gemacht werden. Durch statistische Kontrolle der demographischen Faktoren, der Ressourcenallokation und unterschiedlicher Vorgehensweisen wird Vergleichbarkeit hergestellt. Zugleich werden ein erwarteter Aufklärungswert und ein sog. E-Faktor (ein Residuum) geschätzt. Dies ist der Unterschied zwischen der erreichten und der aufgrund der statistischen Analyse (multiple Regression) erwarteten Aufklärungsrate. Damit habe man ein analytisches Werkzeug zur Hand, mit dessen Hilfe man bei den stärker abweichenden Polizeidistrikten auf die Suche nach möglichen Ursachen der Abweichungen gehen könne.

• Auf diese Weise verwendeten Deeke und Seifert bereits 1981 dieses Verfahren, als sie nach den „Möglichkeiten für interessenbezogene Beeinflussung“ der lokalen, operativen Ebene der Arbeitsmarktpolitik im Landesarbeitsamtsbezirk Nordrhein-Westfalen fragten. Sie analysierten dazu die Häufigkeit von FuU- bzw. von AB-Maßnahmen in Abhängigkeit von Merkmalen der regionalen Arbeitsmarktsituation. Zur Standardisierung setzten sie das Verfahren der multiplen regressionsanalytischen Schätzung ein, um damit jene Einflußgrößen zu identifizieren, die zu unterschiedlicher Gestaltung der Handlungsspielräume durch Verwaltung und Selbstverwaltung führen. Durch Einsatz einer Residuenanalyse wurden dann jene Ämter ermittelt, in denen trotz der erreichten Vergleichbarkeit noch die größten Abweichungen vom Mittelwert (der Residuen) feststellbar waren. Dort wurde dann gezielt durch intensive empirische Explorationen (Fallstudien) nach weiteren Einflußfaktoren gesucht.

• Ebenfalls mit dem Thema des „Handlungsspielraums aktiver Arbeitsmarktpolitik“ befaßte sich Schmid (1983) in einer empirischen Analyse zur Abhängigkeit der von den Arbeitsämtern ausgewählten Maßnahmen von institutionellen Gegebenheiten, bei der die multiple Regressionsanalyse auf aggregierte Daten der Institution angewandt wurden.

Gemeinsam ist diesen Ansätzen, daß mit der multiplen Regressionsanalyse der statistische „Erklärungsbeitrag“ zur Varianzreduktion des der Institution zugeschriebenen Ergebnisses herangezogen wird, und im Einsatz der Residuenanalyse in einem zweiten Schritt die intensivere Suche nach weiteren Ansatzpunkten gesehen wird (vgl. Kerlinger/Pedhazur 1973).

2.3 Der Vergleich der Verbleibsquoten in der Eingliederungsbilanz als statistisches Problem

Die Feststellung, daß der Wert eines Arbeitsamtsbezirks von dem eines anderen und beide vom Mittelwert des Landesarbeitsamtsbezirks oder des Regionenclusters sonstiger Vergleichsgrößen abweichen, reicht noch nicht aus, schon mit Interpretationen der Unterschiede zu beginnen. Ab wann lohnt es sich überhaupt, bei unterschiedlichen Verbleibsquoten zwischen Arbeitsamtsbezirken mit einer *Interpretation* anzusetzen? Als statistisches Problem formuliert, lautet die Frage: Ist der *auf den ersten Blick* gegebene Unterschied zum *Referenzmittelwert* so groß, daß er beachtet werden sollte?⁶ Die Statistik kann eine vorläufige Antwort geben, wenn die Frage umformuliert wird: Ist der ermittelte Wert größer als der zu erwartende Wert? Anders gesagt: Ist es ein überzufälliges Ergebnis, oder könnte es auch zufällig zustande gekommen sein? Als ein überzufälliges Ergebnis wird generell ein Wert angesehen, bei dem mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit die Vermutung zurückgewiesen werden kann, daß er auch als Zufallsprodukt zustande gekommen sein könnte. Üblicherweise entscheidet man sich für Grenzen von 5 oder 10% der Wahrscheinlichkeit. Die Ergebnisse werden dann z. B. als „einflußbedingte“ oder als „interventionsbedingte“ akzeptiert.

Auf Grund von Untersuchungsergebnissen vieler Jahre (z. B. Hofbauer/Dadzio 1987; Blaschke u.a. 1992; Blaschke/Nagel 1995; Zängle/Trampusch 1997), die auch in den Gesetzesformulierungen ihren Niederschlag gefunden haben, lassen sich zwei Hypothesen über wesentliche Einflußgrößen auf die Verbleibsquote formulieren:

- Die „Eingliederungsquote“ ist in jenen Arbeitsamtsbezirken am günstigsten, wo die Arbeitsmarktsituation (z. B. gemessen an der Arbeitslosenquote) – generell – ebenfalls am günstigsten ist und umgekehrt. Die Abgrenzung nach Arbeitsamtsbezirken ist gerade dann, wenn es um die Arbeitsuche im Anschluß an Weiterbildungsmaßnahmen geht, nicht ganz eindeutig, da die relevante „Region“ je nach Beruf unterschiedlich groß ist; nicht immer ist der Suchraum für FbW-Teilnehmer sinnvollerweise auf den eigenen Arbeitsamtsbezirk beschränkt.

- Die „Eingliederungsquote“ ist in jenen Arbeitsamtsbezirken am günstigsten, in denen – generell formuliert – am wenigsten Langzeitarbeitslose oder Ältere bzw. weniger Personen aus den sog. Risikogruppen an den Maßnahmen teilgenommen haben, da bei diesen Personengruppen das Verbleibsrisiko in Arbeitslosigkeit auch nach Maßnahmen als höher anzusetzen ist als bei anderen.

3 Die Datengrundlage

3.1 Eine Verbleibsquote nach beruflicher Weiterbildung

Der Gesetzgeber hat für die Eingliederungsbilanzen den Nachweis der „Eingliederung in Arbeit“ vorgeschrieben, hat aber ersatzweise das Merkmal „Verbleib nicht in Arbeits-

losigkeit“ akzeptiert. So heißt es im SGB III, auszuweisen sei in der Eingliederungsbilanz das „*Verhältnis der Zahl der Arbeitnehmer, die in angemessener Zeit im Anschluß an die Maßnahme ... nicht mehr arbeitslos⁷ sind, zu der Zahl geförderter Arbeitnehmer in den einzelnen Maßnahmebereichen*“. In der hier vorgelegten Analyse können diese Merkmale nicht verwendet werden. Statt dessen wird das Merkmal „Nichtleistungsbezieherquote“ (Anteil der Teilnehmer, die anschließend weder Arbeitslosengeld noch Arbeitslosenhilfe bezogen) als Ersatz für die Quote der nicht arbeitslos gemeldeten früheren Maßnahmeteilnehmer herangezogen. Im Ver-

Tabelle 1: Nichtleistungsbezieherquoten 1995 und 1996 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) nach regionalen Einheiten (Mittelwerte, Streuungen, sowie Minimum- und Maximumwerte)

Region	Mittelwert ¹	Streuung	Minimumwert	Maximumwert
Alte Bundesländer* 1995	67,9	4,2	54,8 Uelzen	79,9 Paderborn
Alte Bundesländer* 1996	65,1 (65,0)	4,6	54,8 Uelzen, Recklinghausen	80,3 Paderborn
Berlin 1995	58,8			
Berlin 1996	55,3			
Neue Bundesländer* 1995	53,9	4,3	42,9 Wittenberg	62,8 Potsdam
Neue Bundesländer* 1996	45,8 (46,2)	4,1	35,3 Wittenberg	53,7 Leipzig
Landesarbeitsamtsbezirke (getrennt nach den neuen und den alten Bundesländern)				
Alte Bundesländer* 1996				
Schleswig-Holstein-Hamburg	61,8 (64,1)	4,3	55,6 Lübeck	69,3 Hamburg
Niedersachsen-Bremen	63,1 (63,2)	5,1	54,8 Uelzen	78,1 Vechna
Nordrhein-Westfalen	65,0 (64,6)	5,1	54,8 Recklinghausen	80,3 Paderborn
Hessen	64,5 (64,7)	3,3	59,1 Offenbach	71,5 Korbach
Rheinland-Pfalz-Saarland	65,1 (64,8)	2,9	59,3 Ludwigshafen	70,4 Mayen
Baden-Württemberg	64,8 (64,1)	3,9	56,3 Mannheim	73,2 Schwäbisch Hall
Bayern	68,2 (67,8)	3,8	62,1 Hof	73,8 Weilheim
Neue Bundesländer* 1996				
Mecklenburg-Vorpommern	45,3 (45,2)	1,8	43,0 Rostock	47,0 Stralsund
Brandenburg	48,8 (48,3)	3,3	44,3 Cottbus	53,2 Potsdam
Sachsen-Anhalt-Thüringen	43,9 (44,8)	3,6	35,3 Wittenberg	50,0 Merseburg
Sachsen	47,4 (47,8)	4,7	40,3 Riesa	53,7 Leipzig
Cluster WEST² (1996)				
West 1 (mit 24 Arbeitsämtern)	66,8	3,8	59,1 Celle	73,8 Weilheim
West 2 (mit 11 Arbeitsämtern, einschl. Berlin)	62,5	4,0	55,3 Berlin	69,3 Hamburg
West 3 (mit 30 Arbeitsämtern)	64,5	3,8	56,3 Mannheim	73,1 Düren
West 4 (mit 10 Arbeitsämtern)	60,3	4,9	54,8 Uelzen	71,4 Leer
West 5 (mit 8 Arbeitsämtern)	63,6	3,4	61,0 Wetzlar	71,5 Korbach
West 6 (mit 11 Arbeitsämtern)	69,2	6,0	63,3 Brühl	80,3 Paderborn
West 7 (mit 36 Arbeitsämtern)	65,8	4,2	56,6 Villingen-Schwenningen	73,2 Schwäbisch Hall
West 8 (mit 5 Arbeitsämtern)	59,9	3,4	54,8 Recklinghausen	64,2 Helmstedt
West 9 (mit 7 Arbeitsämtern)	66,5	2,8	62,8 Heidelberg	71,0 Münster
Cluster OST² (1996)				
Ost 1 (mit 21 Arbeitsämtern)	44,7	3,6	35,3 Wittenberg	50,2 Eberswalde
Ost 2 (mit 6 Arbeitsämtern)	48,0	4,7	42,0 Halle	53,7 Leipzig
Ost 3 (mit 7 Arbeitsämtern)	48,4	3,9	44,2 Suhl	53,2 Potsdam

¹ Hier werden die ungewogenen Mittelwerte ausgewiesen, die mit der multiplen Regressionsanalyse des Statistik-Programms SPSS errechnet wurden, nicht jedoch die genauen Mittelwerte (für Ost/West bzw. für die LAÄ); diese werden hier in Klammern ausgewiesen.

² Zur Beschreibung der Clusteranalyse und der einzelnen Cluster vgl. Hirschenauer 1999.

* ohne Berlin

gleich zu dem durch das SGB III geforderten Nachweis (§ 11 Abs. 2 Ziff. 6) liegt hier also eine Einschränkung vor.

Bei den Daten handelt es sich um die jeweils auf einen Jahreswert *aggregierten* Quartalswerte des sog. *Verbleibs im Leistungsbezug* (ausgewiesen als Nichtverbleib im Leistungsbezug) für die verschiedenen Maßnahmentypen von Fortbildung und Umschulung pro Arbeitsamt⁸ (vgl. Tabelle 1).

- In die Analysen wurden alle *Vollzeiteilnehmer*, die vor Maßnahmebeginn arbeitslos waren, aufgenommen, also Absolventen und Abbrecher, wie es auch für die Eingliederungsbilanz vorgesehen ist.

- *Teilzeiteilnehmer* wurden nicht einbezogen, weil sie nur einen sehr kleinen Anteil an allen FuU-Teilnehmern ausmachten (5,5% im Jahre 1996 West und Ost gemeinsam) und weil Teilzeitmaßnahmen überwiegend berufsbegleitend und ohne Anspruch auf Unterhaltsgeld erfolgen (ca. 28% der Teilzeiteilnehmer 1996).

Wie verhält sich dieser Wert zu dem in § 11 SGB III ersatzweise verlangten Wert des Nichtverbleibs in Arbeitslosigkeit? Wir haben es hier mit einem *unteren Wert des Verbleibs in Arbeitslosigkeit* zu tun, denn wer Lohnersatzleistungen (Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe) bezieht, muß arbeitslos gemeldet sein.

Ebensowenig wie man bei früheren Maßnahmeteilnehmern, die zu einem bestimmten Zeitpunkt „nicht arbeitslos gemeldet“ sind, unterstellen kann, sie seien in Arbeit, kann man diese Schlußfolgerung bei den „Nichtleistungsbeziehern“ vertreten. Es sei deshalb noch einmal daran erinnert, daß Personen, die nach Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung zu den Nichtleistungsbeziehern gehören, zwar in einer *sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung* stehen können (mit und ohne finanzielle Unterstützung vom Arbeitsamt), daß sie aber auch (mit oder ohne finanzielle Unterstützung vom Arbeitsamt) eine *selbständige Tätigkeit* begonnen haben können, daß sie evtl. *erneut in eine FbW-Maßnahme* eingetreten sein können, daß sie eine *schulische Ausbildung*, z. B. ein Studium, begonnen haben oder sich im *Wehrdienst oder Zivildienst* befinden können, daß sie – z. B. als Hausfrau oder Hausmann – in die „*Stille Reserve*“ abgegangen sein können, oder daß sie – wie jene Teilnehmer, die keinen Anspruch mehr auf Arbeitslosengeld bzw. Arbeitslosenhilfe haben oder gar keinen Anspruch hatten – *ohne Leistungsbezug arbeitslos gemeldet* sein können. Bis auf die letzte Möglichkeit treffen alle anderen auch auf jene zu, die „nicht arbeitslos gemeldet“ sind.

Da die Förderung der beruflichen Weiterbildung zahlenmäßig zunächst und vermutlich auch weiterhin einen großen Anteil aller Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (und damit der Ermessensleistungen) ausmachen wird, sind die hier herangezogenen Daten demnach als nahezu ideal für eine modellhafte Anwendung anzusehen.

⁸ In die Analysen gehen die ungewogenen Mittelwerte ein, die mit der multiplen Regressionsanalyse (SPSS) errechnet wurden, nicht jedoch die genauen Mittelwerte auf der Basis der Individualdaten; diese werden hier in Klammern ausgewiesen (nicht jedoch für die Cluster). Die Abweichungen betragen in der Regel nur wenige Stellen nach dem Komma; große Einheiten, wie z.B. Hamburg, führen dazu, daß sich der Mittelwert bei genauer Errechnung erhöht. Eine genaue „Ermittlung“ würde die Ergebnisse nicht grundlegend ändern.

⁹ Die Regionalindikatoren wurden aus Jahresergebnissen 1996 bzw. 1997 errechnet. Sie wurden von uns für die Analysen der Daten beider Jahre 1996 und 1995 herangezogen. Es sind die Werte, die im Erlaß zur Eingliederungsbilanz für die Austritte 1998 vorgesehen sind. Dabei spielte die Überlegung eine Rolle, daß Regionalindikatoren i.a. Auskunft über eine Situation geben, die sich nicht sprunghaft verändert.

Es liegen Daten über mehrere Jahrgänge vor, deshalb kann auch die Frage der zeitlichen Entwicklung angegangen werden, hier zunächst für die beiden Jahresergebnisse 1996 und 1995 mit einem eindeutigen Schwerpunkt allerdings auf der Analyse der Personen, die im Jahr 1996 aus FuU-Maßnahmen ausgetreten sind.⁹

3.2 Die Erklärungsvariablen

Bisherigen Forschungsergebnissen und den daraus abgeleiteten Forschungshypothesen entsprechend gehen wir von zwei Gruppen von Erklärungsvariablen aus. (1) Die Anteile von Personen aus Risikogruppen unter den Teilnehmern pro Arbeitsamt (vgl. Tabelle 2). Da die Verantwortlichen in den Arbeitsämtern den Zugriff auf diese Merkmale haben, nennen wir sie „Kompositionsmerkmale“. (2) Die Rahmenbedingungen: Diese werden durch Merkmale der regionalen Arbeitsmarktsituation angezeigt.

3.2.1 Anteile von Personen aus Risikogruppen – Kompositionsmerkmale

Die Strukturmerkmale der Teilnehmer (das sind die jeweiligen Prozentanteile über alle FuU-Maßnahmen pro Arbeits-

Tabelle 2: Nichtleistungsbezieherquoten nach Kompositionsmerkmalen 1996 und 1995 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) über alle Arbeitsamtsbezirke West (n = 141; ohne Berlin) in Prozent

Personenmerkmale	1995	1996
Insgesamt	67,6	65,0
• Geschlecht		
Männer	64,5	61,5
Frauen	72,2	70,1
• Alter		
bis unter 25 Jahre	76,3	73,9
25 bis unter 35	71,3	69,0
35 bis unter 45	66,2	64,1
45 und älter	56,3	53,1
• Staatsangehörigkeit		
Deutsche (ohne Aussiedler)	65,3	62,1
Aussiedler	87,7	88,2
Ausländer	64,3	61,1
• Schulbildung		
Ohne Hauptschulabschluß	58,0	55,6
Mit Hauptschulabschluß	65,8	62,7
Mittlere Reife	71,8	69,3
Abitur	74,5	73,0
• Berufsausbildung		
Ohne Berufsausbildung	65,2	62,9
Mit betrieblicher Berufsausbildung	67,6	64,2
Mit schulischer Berufsausbildung	73,4	72,4
• Stellung im Beruf vor Maßnahmebeginn		
Angestellte	68,4	65,6
Facharbeiter	68,3	65,3
Nichtfacharbeiter	64,1	61,1
Sonstiger Erwerbsstatus	76,6	75,3
• Dauer der Arbeitslosigkeit vor der Maßnahme		
Bis unter 6 Monate	73,6	71,3
6 bis unter 12 Monate	67,8	64,9
12 Monate und mehr	54,9	50,0

Die fett hervorgehobenen Ausprägungen wurden in Form von Dummy-Variablen in die Analysen einbezogen.

Tabelle 3: Prozentanteile der FuU-Teilnehmer 1995 und 1996 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) nach Kompositionsmerkmalen (Durchschnittswerte^a sowie Minimal- und Maximal-Werte) alte und neue Bundesländer (ohne Berlin) und Berlin

Anteil	West 1995 (n = 236 901)			West 1996 (n = 276 828)			Ost 1995 (n = 208 505)			Ost 1996 (n = 193 363)			Berlin 1995	Berlin 1996
	Mittelwert	Min	Max	Mittelwert	Min	Max	Mittelwert	Min	Max	Mittelwert	Min	Max	n = 23978	n = 23126
Kompositionsmerkmale														
Männeranteil	60,1	46,2	69,1	59,6	44,5	72,0	37,9	22,7	45,0	34,6	23,0	44,0	46,4	50,5
Aussiedleranteil ¹	10,8	0,6	45,6	11,6	0,2	47,9	0,5	0,0	1,3	0,7	0,0	2,8	1,4	1,8
Anteil der Älteren (45 Jahre oder älter)	18,0	9,7	35,1	19,1	10,0	34,6	24,5	15,9	36,2	26,4	18,7	40,7	22,9	23,3
Anteil der Personen ohne Hauptschulabschluß ¹	9,1	1,7	27,4	9,3	1,8	32,0	5,1	1,9	9,1	5,1	1,9	10,8	6,5	7,0
Anteil der Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung	37,5	23,1	50,5	39,9	24,6	54,7	11,4	5,2	17,9	11,5	5,9	19,7	23,7	25,5
Anteil der Personen, die zuletzt als Nichtfacharbeiter tätig waren	36,9	18,1	59,7	37,6	17,9	57,7	22,6	9,0	42,2	25,1	12,2	48,2	21,2	21,3
Anteil der langzeitarbeitslosen Personen (12 Monate oder mehr) ²	25,2	10,9	39,0	23,2	7,6	36,6	34,1	23,8	48,8	32,8	22,9	43,3	29,3	26,8
Anteil der Personen in Fortbildungsmaßnahmen ³	84,3	69,8	96,8	84,0	63,6	97,4	73,1	61,7	82,4	76,0	65,3	83,7	78,2	80,1

^a Die Durchschnittswerte über alle einbezogenen Ämter errechnet.

¹ Die Variablen wurden wegen der Verteilungsform für 1995 und 1996 West transformiert.

² Die Variablen wurden wegen der Verteilungsform für 1996 West transformiert.

amt, die „Kompositionsmerkmale“; vgl. Tabelle 3) und die „Art der Maßnahme“ wurden auf der Basis der Daten aus der St35¹⁰ errechnet. Die Arbeitsamtsbezirke weisen eine sehr unterschiedliche Teilnehmerstruktur auf. Tabelle 3 enthält die Mittelwerte sowie die Minimal- und die Maximal-Werte pro Merkmal jener Variablen, die in der FuU-Statistik enthalten sind und die in die Analyse eingehen (neue und alte Bundesländer 1996 und 1995). Zum einen fallen die erheblichen Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern auf, insbesondere beim Aussiedleranteil in den Maßnahmen pro Arbeitsamtsbezirk. Das liegt daran, daß es in den neuen Bundesländern sehr viel weniger Personen aus diesen Gruppen gibt, weshalb auch deren Anteil wesentlich geringer ausfallen muß. Weiter fällt auf – was jedoch ebenfalls bereits bekannt ist –, daß der Frauenanteil an den Maßnahmen der Arbeitsämter in den neuen Bundesländern wesentlich höher ist. In der z.T. erheblichen Spannweite in der Ausgestaltung der Maßnahmen nach der Zusammensetzung der Teilnehmer zwischen den Arbeitsamtsbezirken in West und Ost¹¹ spiegelt sich z.T. auch die Bestandsstruktur der Arbeitslosigkeit in der jeweiligen Region wider. Sie ist zudem teilweise durch bran-

chenkonjunkturelle und branchenstrukturelle Gegebenheiten des lokalen und regionalen Arbeitsmarktes bedingt.

Folgende Variablen wurden in Auswertungen einbezogen, einige wurden transformiert, da sie in untransformierter Form zum Teil gravierend von einer annähernden Normalverteilung abwichen.¹²

- Männeranteil (Geschlechtsproportion)
- Anteil der Aussiedler*
- Anteil der Personen im Alter von 45 Jahren oder älter
- Anteil der Personen ohne Hauptschulabschluß*
- Anteil der Personen ohne abgeschlossene berufliche Ausbildung
- Anteil der Personen, die zuletzt als Nichtfacharbeiter („Hilfsarbeiter“) beschäftigt waren
- Anteil der Personen, die vor Beginn der Maßnahme bereits 12 oder mehr Monate arbeitslos waren: „Langzeitarbeitslose“*
- Anteil der Personen in einer Fortbildungsmaßnahme*¹³

3.2.2 Rahmenbedingungen – Indikatoren der regionalen Arbeitsmarktsituation

Wir sind zunächst von den Clustern ausgegangen, die Hirschenauer (1999) ermittelt hat. Es sind deskriptive Zusammenfassungen von jenen Arbeitsamtsbezirken zu übergreifenden Gruppen (*Clustern*), die aufgrund der Ähnlichkeit ihrer Werte auf verschiedenen Indikatoren der Arbeitsmarktsituation und eines Kalküls zusammengehören. Die Zugehörigkeit zu einem Cluster besagt, daß die das Cluster konstituierenden Elemente (Arbeitsamtsbezirke) mehr Gemeinsamkeiten aufweisen, als es in anderen Zusammenstellungen unter anderen realen geographisch-regionalen Gesichtspunkten der Fall wäre (vgl. Hirschenauer 1999). Für diese Analysen wurden Mittelwerte des Nichtverbleibs pro Cluster errechnet und einbezogen (vgl. unten Kap. 4).

Zur Erfassung der Rahmenbedingungen werden *alternativ alle Einzelwerte der Regionalindikatoren* verwendet, die Hirschenauer in Form von definierten Variablen zur Erstellung der Cluster ähnlicher Arbeitsmarktsituationen herangezogen hat. Sie sind im Eingliederungserlaß ausgewiesen¹⁴. Dabei geht es um folgende Merkmale bzw. Einzelvariablen (vgl. Hirschenauer 1999)¹⁵:

¹⁰ St35: „Statistik der Bundesanstalt für Arbeit über die Teilnehmer an Maßnahmen zur beruflichen Fortbildung und Umschulung, betrieblicher Ein- arbeitsung und an Deutsch-Sprachlehrgängen“.

¹¹ Tabellarisch nicht ausgewiesen.

¹² Bei den mit * versehenen Variablen lagen z. T. relativ stark schiefe Verteilungen vor; sie wurden deshalb Transformationen unterzogen. Nach dem Test von Kolmogoroff-Smirnov kann danach bei allen Variablen, soweit Ausnahmen nicht angemerkt sind, davon ausgegangen werden, daß die Variablen annähernd normalverteilt sind; die Nullhypothese, die besagt, daß die beiden Verteilungen unterschiedlichen Grundgesamtheiten entstammen, kann zurückgewiesen werden. In den Ergebnistabellen wird ggf. auf vorgenommene Transformationen hingewiesen.

¹³ Da sich in Untersuchungen auf individueller Grundlage regelmäßig auch die Art der Maßnahmen (Umschulungen oder Fortbildungen) als wichtig für die Unterschiede in der Eingliederung erwiesen haben, wird der Anteil der Personen in Umschulungs- bzw. Fortbildungsmaßnahmen hinzugezogen. Variablen, die in der Diskussion gelegentlich eine Rolle spielen, wie die Qualität der Weiterbildung oder der Qualifikationsbedarf sind nicht verfügbar. Der Wert ergänzt sich mit dem Anteil der Personen in Umschulungsmaßnahmen zu 100 Prozent.

¹⁴ Versuchsweise haben wir auch die von Rudolph (1998) veröffentlichten Quoten der Langzeitarbeitslosen pro Arbeitsamtsbezirk in die Schätzungen einbezogen. Da sich zeigte, daß dieses Merkmal mit den von Hirschenauer einbezogenen Merkmalen hoch korreliert war und keinen weiteren Erklärungsbeitrag lieferte, haben wir auf die Verwendung mit Blick auf den quasi offiziellen Status der Regionalwerte von Hirschenauer (1999) verzichtet.

¹⁵ Der Versuch, durch Transformation eine annähernde Normalisierung der Regionalvariablen zu erreichen, gelingt nur bei der „Bevölkerungsdichte“ für die neuen Bundesländer.

- Clustermittelwerte des Nichtverbleibs im Leistungsbezug
- Einwohnerdichte 1996
- Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor 1997
- Unterbeschäftigungsquote 1997
- Arbeitslosigkeitsdauer 1997
- Einstellungsrate im Zeitraum Juli 1996 bis Juni 1997
- Beschäftigungsentwicklung im Zeitraum Juli 1996 bis Juni 1997

4 Methodischer Ansatz

Wir haben es mit zwei Problemen zu tun. Das erste Problem besteht darin, daß wir nur auf den ersten Blick schon die Ergebnisse, die von den Ämtern erreicht wurden, miteinander vergleichen können. Fachleute wissen, daß die Bruttowerte in Form der Nichtleistungsbezieherquoten erst „vergleichbar“ gemacht werden müssen, etwa indem man die Arbeitsmarktsituation und die Zusammensetzung der Teilnehmer an den Maßnahmen in die Betrachtung einbezieht. Die erste Frage lautet deshalb: Was war unter den gegebenen Bedingungen denn zu erwarten? Damit wird es wichtig, einen Referenzwert zu erhalten, an dem man den Bruttowert anlegen und Abweichungen ermitteln kann.

Das zweite Problem ist dann, daß nicht jede Abweichung von einem erwarteten Wert schon Aufmerksamkeit verdient. Die zweite Frage lautet also: Ab welcher Größenordnung von Abweichungen ist es angebracht, sich evtl. auf weitere „Ursachen“-suche zu begeben? Denn im Feld statistischer Analysen, auf dem wir uns bewegen, ist immer auch mit Ausschlägen zu rechnen, die jedoch üblicherweise großenteils als in einem definierten Bereich von Zufallsschwankungen liegend angesehen werden.

Um die Abweichungen der Verbleibsquoten der einzelnen Ämter vom Vergleichsgruppenmittelwert zu erklären, ist die statistische Methode der Wahl die multiple Regressionsanalyse. Durch eine lineare Kombination der unabhängigen Variablen ist die Abweichung der Einzelwerte der Nichtverbleibsquote pro Arbeitsamtsbezirk vom Gesamtmittelwert (z.B. alle Westämter) zu minimieren. Wenn sich alle Abweichungen vom Mittelwert allein aus den Variablen der Teilnehmerkomposition erklären ließen, so wären in diesem Extremfall die Abweichungen gleich Null. Ist dies nicht der Fall, so ergeben sich mehr oder weniger große Residuen zwischen den erwarteten und den erreichten Werten.

Die Schätzgleichung für die Koeffizienten im linearen Modell lautet:

$$(1) \quad y' = b'_0 + b'_1 \cdot x_1 + b'_2 \cdot x_2 + \dots + b'_n \cdot x_n$$

Aufgrund dieser Gleichung werden die erwarteten Werte geschätzt und die Abweichungen (Residuen) der beobachteten Werte (y) von den geschätzten, d.h. den auf Basis des Modells erwarteten Werten (y') ermittelt: $y - y'$.

Welche Variablen sollen in das Modell aufgenommen werden? Dies geschieht einerseits aufgrund der Überlegungen,

die Gesetzgeber und Erlaßgeber ihren Ausführungen und Operationalisierungen zugrunde gelegt haben. Diese lassen sich so rekonstruieren, daß sich für die Analyse drei große Schritte ergeben. Zunächst werden solche Modelle angewandt, die möglichst nahe an die Implikationen des Gesetzgebers in §11 SGB III heranreichen. Zum anderen gehen die empirisch gesicherten Erfahrungen aus anderen Untersuchungen sowie Ableitungen aus theoretischen Argumenten in die Auswahl der Variablen und der Modelle ein. Schließlich bleibt auch ein Teil an explorativer Datenanalyse übrig.

4.1 Das „strikte Gesetzesmodell“

a. Der Gesetzgeber hat in § 11 SGB III implizit auch ein statistisches Modell dargestellt, das durch den Eingliederungserlaß z.T. expliziert wurde, indem neben dem gesonderten Ausweis der Ergebnisse für *Frauen*, die „besonders förderungsbedürftigen Personengruppen“, insbesondere *Ältere* und *Langzeitarbeitslose* (vgl. Eingliederungserlaß, Tabelle 6, III. Spalten 4-6) hervorgehoben werden.¹⁶ Die erste Version umfaßt die Variablen Geschlecht (Männeranteil), Altersgruppe (Anteil der Älteren über 45 Jahre) und Langzeitarbeitslose (Anteil der 12 Monate oder länger arbeitslosen Personen). Die weiterhin aufgeführten Variablen Anteil der Berufsrückkehrer(innen) und Anteil der Schwerbehinderten stehen nicht zur Verfügung. Das Merkmal *Berufsrückkehrer/in* trifft faktisch nur auf Frauen zu, macht aber auch unter den Vollzeit-Teilnehmerinnen nur wenige Prozente (unter 3%) aus. *Schwerbehinderte* Personen sind im bisher verfügbaren Datenmaterial (St35) nicht identifizierbar, deshalb können diese Variablen nicht einbezogen werden. Es ist zudem anzunehmen, daß wegen der vermutlich absolut geringen Anzahl von Schwerbehinderten in Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung ein Einfluß dieser Variablen kaum nachweisbar wäre. Als notwendig erweist sich aufgrund der Einzelkorrelationen, den Aussiedleranteil in die Analyse einzubeziehen.

b. Die *regionale Arbeitsmarktsituation* wird durch die Vorgabe der Clusterwerte einbezogen; explizit geschieht dies durch eine Simulation, indem für jeden Arbeitsamtsbezirk der Durchschnittswert des Verbleibs pro Regionencluster eingesetzt wird.¹⁷ Dadurch wird ernst genommen, was durch die Aufnahme der Cluster in den Erlaß quasi unterstellt wurde: daß die Arbeitsmarktsituation innerhalb der Cluster in etwa die gleiche ist.

c. Im Erlaß wurde die *Tabellenvorlage* gewählt. Dadurch wird impliziert, daß es *keine statistischen Interaktionen zwischen den beiden Gruppen von Erklärungsvariablen*, Kompositions- und Regionalmerkmalen, gibt oder sich bemerkbar machen. Denn diese kann man nicht in Tabellenform erfassen¹⁸. Läßt sich jedoch nachweisen, daß es solche Interaktionen im statistischen Sinne gibt, so könnte das ein Hinweis darauf sein, daß der einfache statistische Nachweis dem selbst gesetzten Anspruch nicht entspricht¹⁹. In diesem Sinne wird das einfache Gesetzesmodell außer um den Aussiedleranteil auch um einen Interaktionsterm erweitert. Zur Ermittlung der statistischen Interaktionen wird die Schätzgleichung (1) im linearen Modell um einen multiplikativen Term erweitert:

$$(2) \quad y' = b'_0 + b'_1 \cdot x_1 + b'_2 \cdot x_2 + b'_3 \cdot x_1 \cdot x_2 + \dots + b'_n \cdot x_n$$

4.2 Das „erweiterte Gesetzesmodell“

Implizit ist im Erlaß zur Eingliederungsbilanz eine *zweite Modellgruppe* enthalten, da auch *die einzelnen Regionalwerte* abgedruckt wurden. Die Modellgruppe umfaßt außer den im

¹⁶ Eine nach Männern und Frauen getrennte Analyse bietet sich bei der von uns vorgenommenen Analyse auf Aggregatdatenbasis nicht an.

¹⁷ Diese Interpretation des Gesetzes und die darauf gründende Analyseidee verdanken wir Lutz Bellmann.

¹⁸ Den Hinweis auf diesen Bestandteil der Logik des Gesetzesmodells verdanken wir Michael Zängle.

¹⁹ Vgl. hierzu die Ausführungen zum „Haupteffektmodell“ im Zusammenhang des statistischen Monitorings bei Zängle und Trampusch (1997, S. 317).

Gesetz aufgeführten Merkmalen der Teilnehmerzusammensetzung die einzelnen Regionalwerte in der Ausprägung, die diese für den jeweiligen Arbeitsamtsbezirk im Jahre 1996/7 annahmen. Die für jeden Arbeitsamtsbezirk zutreffenden Einzelwerte gehen nun in die Analyse ein. Auch hier ist dem möglichen Einfluß statistischer Interaktionen zwischen und innerhalb der beiden Gruppen von Determinanten nachzugehen. Die Aussiedleranteile werden ebenfalls wieder einbezogen.

4.3 Das „ausführliche Modell“

Anschließend wird in explorativer Absicht eine Modellierung über die bisher erwähnten Variablen hinaus vorgenommen. Alle vorhandenen Variablen werden in ihrer Erklärungskraft auf die abhängige Variable „Nichtleistungsbezieherquote“

²⁰ Merkmale wie Maßnahmeabbruch wegen Arbeitsaufnahme etc. wurden nicht aufgenommen, da sie kaum zu den beeinflussbaren Kompositionsmerkmalen gehören (vgl. Blaschke u.a. 1997).

²¹ Die Verteilung der Verbleibsquoten um den über alle Arbeitsamtsbezirke in Ost und West insgesamt errechneten Gesamtmittelwert ist deutlich zweigipflig. Wir haben es also mit zwei unterschiedlichen Grundgesamtheiten zu tun, den Ämtern der alten und den Ämtern der neuen Bundesländer. Bei den Bruttoquoten der Nichtleistungsbezieher Ost und West 1996 gab es keine Überschneidung. Im Jahre 1995 war allerdings eine gewisse Überschneidung der beiden Verteilungen festzustellen, d.h. die Ämter mit den besten Werten im Osten waren etwas besser als die Ämter mit den schlechtesten Werten im Westen. Aufgrund der Inspektion wurde entschieden, die Analysen für die neuen und die alten Bundesländer getrennt durchzuführen. Wegen der statistisch bedenklich geringen Zahl von Ämtern in den neuen Bundesländern wird die Analyse in der Hauptsache jedoch für die Ämter in den alten Bundesländern durchgeführt.

²² Die entsprechenden Nichtleistungsbezieherquoten werden nicht gesondert nach Arbeitsamtsbezirken ausgewiesen, da es hier nur um eine beispielhafte Darstellung anhand von älterem Material geht.

(gemeinsam) getestet. Es gehen außer den einzelnen Regionalmerkmalen alle weiteren Variablen ein, die im Datenmaterial der FuU- bzw. FbW-Statistik (St35) enthalten sind und der Datenanalyse unterworfen werden können. Das sind die Anteile an Personen ohne Hauptschulabschluß, an Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung und an Personen, die zuletzt als „Hilfsarbeiter“ bzw. „Nichtfacharbeiter“ beschäftigt waren. Das sind Variablen, für die aufgrund von Ableitungen aus Humankapitaltheorien mit besonderen Verbleibsrisiken zu rechnen ist, die auch in empirischen Analysen belegt sind. Von Variablen der Maßnahmeauswahl wird nur der Anteil der Personen in Fortbildungsmaßnahmen vs. Umschulungen berücksichtigt.²⁰

Begrenzungen der Analysemöglichkeiten liegen darin, daß es sich – statistisch gesehen – nur um eine relativ geringe Zahl von „Fällen“ handelt („Ämter“ West ohne Berlin: 141; Ost ohne Berlin: 34). Außerdem sind die vorhandenen und somit verwendbaren Kategorien noch sehr grob.

5 Ergebnisse

5.1 Die Ausgangssituation

Die für die Arbeitsamtsbezirke aggregierten Ergebnisse aus den verschiedenen FuU-Maßnahmen (vgl. Tabelle 1) streuen in einem relativ weiten Bereich um den Mittelwert aller Arbeitsämter in den alten bzw. den neuen Bundesländern, um den Mittelwert in den jeweiligen Landesarbeitsamtsbezirken und um die Cluster-Mittelwerte. Tabelle 1 enthält diese unterschiedlichen Nichtleistungsbezieherquoten²¹ nach Landesarbeitsamtsbezirken, unterteilt nach den alten und den neuen Bundesländern.²²

Tabelle 4: Interkorrelationen der Prädiktoren (Kompositionsmerkmale und Regionalindikatoren) und Korrelationen mit der Nichtleistungsbezieherquote 1996 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) über alle Arbeitsamtsbezirke West (n = 141; ohne Berlin)

	Nichtleistungsbezieherquote 1996	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.
Kompositionsmerkmale														
1. Männeranteil	-0,281	1												
2. Anteil der Personen mit 45 und älter	-0,070	-0,273	1											
3. Anteil der ein Jahr oder länger (Langzeit) Arbeitslosen*	0,518	-0,353	0,236	1										
4. Aussiedleranteil*	0,509	-0,066	-0,363	0,099	1									
Regionalindikatoren														
5. Einwohnerdichte	-0,248	0,236	-0,092	-0,330	-0,330	1								
6. Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor	-0,180	0,273	0,030	-0,281	-0,292	0,361	1							
7. Unterbeschäftigungsquote	-0,374	0,270	-0,603	-0,603	0,060	0,392	0,306	1						
8. Arbeitslosigkeitsdauer	-0,395	0,228	-0,381	-0,667	-0,115	0,556	0,220	0,664	1					
9. Einstellungsrate	0,016	0,149	0,071	0,018	-0,247	0,095	0,608	0,209	-0,180	1				
10. Beschäftigungsentwicklung	0,322	0,066	-0,065	0,090	0,056	-0,010	0,029	-0,237	-0,101	0,191	1			
Interaktionsterme														
11. Anteil der Älteren x Anteil der Langzeitarbeitslosen	0,179	-0,139	-0,130	0,512	-0,011	0,182	-0,080	-0,043	0,258	-0,188	0,003	1		
12. Anteil der Älteren x Unterbeschäftigungsquote	-0,512	-0,025	0,422	-0,450	-0,279	0,310	0,367	0,434	0,304	0,266	-0,344	-0,232	1	
13. Anteil der Langzeitarbeitslosen x Arbeitslosigkeitsdauer	-0,507	0,118	0,505	-0,681	-0,337	0,210	0,258	0,058	0,291	0,008	-0,108	-0,468	0,678	1

* transformierte Variable

5.2 Einzelkorrelationen

In den einfachen Korrelationen (vgl. Tabelle 4) zeigen sich bereits die vermuteten Abhängigkeiten zwischen den Erklärungsvariablen und der Nichtleistungsbezieherquote. Von den im Gesetz genannten Variablen der personellen Zusammensetzung der Maßnahmen erreicht der Anteil der *Langzeitarbeitslosen* (mit $r_{xy} .518$; $r^2 = 26,8\%$)²³ sowie der *Anteil der Männer* (mit $r_{xy} -.281$) substantielle Korrelationen mit der unabhängigen Variablen Nichtleistungsbezieheranteil. Der *Älterenanteil* hingegen erbringt keine substantielle Korrelation, lediglich deren Richtung (das Vorzeichen) stimmt mit der Erwartung überein. Ein weiterer Zusammenhang scheint auf: der unerwartet hohe Zusammenhang zwischen dem *Aussiedleranteil*²⁴ und der Nichtleistungsbezieherquote (mit $r_{xy} .509$, $r^2=25,9\%$).

Univariat betrachtet ist die Nichtleistungsbezieherquote um so höher, je niedriger der Anteil der Männer und – unter Beobachtung der Polung der Variablen – je niedriger der Anteil der Langzeitarbeitslosen unter den Teilnehmern pro Amt ist²⁵, außerdem je höher der Anteil der Aussiedler an den Maßnahmeteilnehmern und je niedriger der Anteil der Personen ohne Hauptschulabschluss ist. In ähnlicher Weise gibt es Zusammenhänge zwischen den Variablen der Arbeitsmarktsituation. Einfache Korrelationen über 0.5 ergeben sich zwischen der Arbeitslosigkeitsdauer mit der Einwohnerdichte und der Unterbeschäftigungsquote, außerdem zwischen der Einstellungsrate und der Beschäftigung im tertiären Bereich.

Die Interkorrelationen der beiden Gruppen der Erklärungsvariablen deuten die erwähnten Zusammenhänge in der Realität der Arbeitsmarktbezirke an. Sie belegen substantielle Korrelationen, die größer als 0.5 sind und damit mindestens 25% gemeinsamer Varianz abdecken. Es handelt sich um die Korrelation zwischen dem Anteil der Langzeitarbeitslosen und der durchschnittlichen Dauer der abgeschlossenen Arbeitslosigkeit (-.667, d.h. ca. 44% gemeinsame Varianz) und

der Unterbeschäftigungsquote (-.603, ca. 36%) sowie zwischen dem Älterenanteil und der Unterbeschäftigungsquote (-.603, ca. 36%). Der Anteil an Langzeitarbeitslosen in Maßnahmen ist also tendenziell in jenen Arbeitsamtsbezirken am höchsten, in denen die Arbeitslosigkeit länger dauert bzw. die Unterbeschäftigung besonders hoch ist. Daß es hier gewisse, wenn auch nicht eindeutige Zusammenhänge zwischen der Arbeitsmarktsituation, wie sie sich in solchen Regionalvariablen niederschlägt, und den Maßnahmen bzw. deren Komposition gibt, wurde bereits empirisch nachgewiesen (vgl. Deeke/Seifert 1981; Schmid 1983). Wir fangen sie, so weit es in dem durch die Fallzahl begrenzten Feld möglich ist, in den Modellen mit Interaktionstermen ein.

Es ist also von gewissen in der Realität gegebenen Zusammenhängen zwischen den Ausprägungen der Regionalmerkmale und der Komposition der Maßnahmen in den Ämtern auszugehen²⁶. Diese Variablen können sich gelegentlich in multivariaten Zusammenhängen gegenseitig ersetzen, da sie im Ausmaß der Korrelation redundante Indikatoren sind.

5.3 Multiple Regression – Ergebnisse der Modelle

5.3.1 Das „strikte Gesetzesmodell“ und einfache Modifikationen

Modell 1.1: In dieses Modell gehen nur die im Einführungs-erlaß vorgesehenen Variablen ein: Anteil der *Männer*, Anteil der *Älteren*, Anteil der *Langzeitarbeitslosen* (transformiert) und die Regionalvariable *Clustermittelwert*. Das Ergebnis der multivariaten Analyse zur simultanen „Wirkung“ dieser Variablen ist in Tabelle 5 festgehalten. Der Erklärungsbeitrag dieser drei Variablen der Teilnehmerzusammensetzung und dem *Clustermittelwert* im Modell 1.1 liegt bei 41% der Varianz.

Modell 1.2: Dieses Modell geht über das Modell 1.1 in dem Punkt hinaus, daß die aus der Inspektion der einfachen Korrelationen der Variablen mit dem abhängigen Merkmal „Nichtleistungsbezieherquote“ gewonnene Erkenntnis über einen starken Zusammenhang dieses Ergebnisses mit dem *Aussiedleranteil* in den Maßnahmen der Ämter (vgl. Tabelle 4) einbezogen wird. Der Erklärungsbeitrag des Modells erhöht sich dadurch auf fast 53%.

Modell 1.3: Dieses Modell geht in einem weiteren Punkt über Modell 1.1 hinaus. Hier ist der Anteil der *Langzeitarbeitslosen* – als das am stärksten erklärungssträchtige Einzelmerkmal – und der *Clustermittelwert* aufgrund der hohen Interkorrelation zu einem Interaktionsterm verarbeitet worden. Es zeigt sich, daß die neu gebildete Interaktionsvariable den höchsten einzelnen Erklärungswert beisteuert. Das führt dazu, daß die bisher in der Erklärungskraft führende Variable *Anteil der Langzeitarbeitslosen* (der Haupteffekt) keine Signifikanz mehr erreicht. Der andere Haupteffekt, aus dem die Interaktionsvariable gespeist wird, der *Clustermittelwert*, leistet weiterhin einen beträchtlichen Beitrag zur Varianzaufklärung. Durch dieses Modell 1.3 wird der Gesamterklärungsbeitrag jedoch nur noch geringfügig angehoben.

Modell 1.4: Gegenüber dem Modell 1.3 wurde hier die Signifikanzgrenze auf die konventionellen Werte²⁷ gesenkt. Dadurch werden bestimmte Variablen aus Modell 1.3, die dort durch ihre über .05 liegenden Signifikanzwerte auffallen, nicht berücksichtigt. Der Anteil an erklärter Varianz liegt gegenüber Modell 1.3 niedriger. Mit drei signifikanten Einflüssen (*Aussiedleranteil*, *Langzeitarbeitslosenanteil* und *Clustermittelwert*) handelt es sich um ein sparsames Modell. Dieses

²³ Durch Transformation ist bei diesem Wert die Polung umgekehrt worden!

²⁴ Zum Aussiedleranteil: Es ist nicht anzunehmen, daß die meisten Aussiedler in Arbeit abgegangen sind oder sich aus der Arbeitslosigkeit einfach abmeldeten. Das Ergebnis muß mit anderen Gegebenheiten zu tun haben. Spätaussiedler, die neu zuwanderten, hatten seit dem 1. Februar 1994 (§ 62a AFG) nur noch Anspruch auf Eingliederungshilfe für längstens 156 Tage. Es ist deshalb anzunehmen, daß ein Teil der Aussiedler, die sich arbeitslos melden und Ansprüche haben, zu jenen gehört, die schon etwas länger in Deutschland leben und nach einer Zeit der Erwerbstätigkeit arbeitslos geworden waren. Aus dieser Situation heraus war ihnen eine FuU-Maßnahme zuerkannt worden. Andere Aussiedler, die erst kurz zuvor zugewandert waren, hatten solche Ansprüche nicht, da sie durch die Maßnahme selbst keinen Anspruch mehr erwerben konnten. Inwieweit dies zutrifft bzw. inwieweit es sich einfach um neu zugewanderte Aussiedler handelt, die im Anschluß an einen Sprachkurs z.T. mit Hilfe der damals noch sog. „AFG-plus-Förderung“ (Deeke u.a. 1999) bereits an FuU-Maßnahmen teilnehmen konnten, ist nicht mit Sicherheit auszumachen. Interessant ist dieses Ergebnis in unserem Zusammenhang vor allem deshalb, weil es auf unvorhergesehene Abweichungen aufmerksam machte, die unter anderen Umständen durchaus auch einmal wieder auftauchen können und die Ergebnisse dann unerkannt beeinflussen.

²⁵ Die Merkmale, mit denen die personelle Komposition der Teilnehmerstruktur erfaßt wird, sind untereinander z.T. relativ hoch korreliert. Inhaltlich ausgedrückt: Beispielsweise sind unter den Personen, die keinen regulären Schulabschluss auf der Hauptschule erreicht haben, auch viele, die keine Berufsausbildung abgeschlossen haben, oder die zuletzt als Nichtfacharbeiter gearbeitet haben. Ein solches „Syndrom“ an Risikofaktoren ist seit längerer Zeit bekannt. Die beiden weiteren bekannten Risikofaktoren, nämlich das höhere Lebensalter (hier 45 Jahre oder älter) und die Langzeitarbeitslosigkeit (mindestens ein Jahr), korrelieren ebenfalls miteinander, aber durch unterschiedliche Behandlung am Arbeitsmarkt handelt es sich anscheinend doch um Merkmale, die nicht nur mit dem erstgenannten Syndrom zusammenhängen.

²⁶ Vgl. § 7 Abs. 3 SGB III, wo von der „angemessenen“ Berücksichtigung von besonders förderungsbedürftigen Personengruppen die Rede ist.

²⁷ pin .05, pout .10.

Tabelle 5: Multiple Regression der Nichtleistungsbezieherquote 1996 und 1995 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) Alle Arbeitsamtsbezirke West (n = 141; ohne Berlin) Gesetzesmodell

Merkmal (aggregierte Merkmale zur Kennzeichnung des Arbeitsamtsbezirkes)	1996 Modell 1.1	1996 Modell 1.2	1996 Modell 1.3	1996 Modell 1.4	1995 Modell 1.2
	Stepwise forward pin .20, pout .40	Stepwise forward pin .20, pout .40	Stepwise forward pin .20, pout .40	Stepwise forward pin .05, pout .10	Stepwise forward pin .20, pout .40
	Beta-Werte	Beta-Werte	Beta-Werte	Beta-Werte	Beta-Werte
	Spalte 1	Spalte 2	Spalte 3	Spalte 4	Spalte 5
• Kompositionsmerkmale					
Männeranteil	-.154 (.000)	-.107 (.102)	-.097 (.134)		
Anteil der Personen mit 45 Jahren oder älter	-.293 (.033)	-.109 (.125)	-.124 (.081)		
Aussiedleranteil*	XXX	.388 (.000)	.377 (.000)	.437 (.000)	.226 (.000)
Anteil der ein Jahr oder länger (Langzeit)Arbeitslosen*	.341 (.000)	.327 (.000)	-.233 (.480)	.347 (.000)	-.548 (.000)
• Regionalvariable					
Clustermittelwert	.355 (.000)	.259 (.001)	.341 (.000)	.236 (.001)	.219 (.002)
• Interaktionsterm					
Interaktion Langzeitarbeitslosenanteil x Clustermittelwert	XXX	XXX	-.537 (.082)		
R ² in %	41,6%	53,3%	54,3%	51,8%	53,3%

XXX: Variable wurde in diesem Modell nicht berücksichtigt.
* transformierte Variable

Modell wird deshalb in die weitere Auswertung einbezogen; es könnte als Bestätigung des Tabellenmodells des Erlaßgebers gelten, da der Interaktionsterm keinen signifikanten Wert erreicht. In der Struktur der signifikanten Variablen ähnelt es weitgehend dem Modell für das Vergleichsjahr 1995 (Tabelle 5, Spalte 5).

Bei den 141 Ämtern der alten Bundesländer werden also gut 50% der Varianz um den Mittelwert (R²) der Quote der Nichtleistungsbezieher pro Amtsbezirk durch diese Modellgruppe erklärt, allerdings nur wenn der *Aussiedleranteil* einbezogen wird.

Ein Problem liegt in dieser Modellklasse in der Verwendung des Clustermittelwertes, der allerdings durch die Formulierung im Eingliederungserlaß nahegelegt ist. Hier geht der Clustermittelwert als Indikator bzw. als unabhängige Variable der *regionalen Arbeitsmarktsituation* in die Schätzung ein. Diese Variable variiert nur zwischen, nicht aber innerhalb der Cluster. Ihr Einfluß ist schwer anschaulich darzustellen, weil die Cluster durch die mittleren Quoten der Nichtleistungsbezieher präsentiert werden. Man kann also sagen, daß es einen Einfluß der regionalen Arbeitsmarktsituation gibt, die in der Form des für den Cluster ermittelten durchschnittlichen Verbleibswertes dargestellt ist. Je höher bzw. günstiger diese mittlere Quote der Nichtleistungsbezieher im betreffenden Cluster ist, desto günstiger auch die Einzelwerte der Ämter im Cluster, ein im wesentlichen tautologisches Ergebnis, das allerdings auf der Clusterung beruht, in die alle sechs einzelnen Regionalmerkmale eingingen. Mit Blick auf Modell 1.3 ist auch anzunehmen, daß das Problem der statistischen Interaktion zwischen den beiden Gruppen der unabhängigen Variablen zumindest latent vorhanden ist.

Ein spezielles Problem dieses Ansatzes wird deutlich, wenn man die Verteilungsform dieser Variablen inspiziert. Sie sind nicht „annähernd normalverteilt“, d.h. daß hier mit artifiziellen Effekten zu rechnen ist. Die ungünstige Verteilung der Werte über die Arbeitsamtsbezirke, die sich durch die unter-

schiedliche Besetzungsdichte der Cluster ergibt, verstärkt sich noch, wenn man diese Cluster für das Jahr 1995 zugrunde legt. Wir möchten vermuten, daß es ähnliche Probleme auch für den Zeitraum des ersten Ernsteinsatzes geben könnte. Es werden ja die Werte des Jahres 1996/97 für die Auswertung der Ergebnisse der Austritte 1998 herangezogen, wo viele der Personen noch hauptsächlich im Jahre 1999 auf Arbeitsuche waren.

Das Interesse, das mit der Analyse verfolgt wird, liegt zwar in erster Linie in der Aufklärung der Varianz der abhängigen Variablen, der *Nichtleistungsbezieherquote*, aber daneben auf den Veränderungen der Ausgangsreihenfolge, die auf der Grundlage der geschätzten Residuen möglich wird. Bevor wir uns diesen Ergebnissen zuwenden, sollen zunächst noch die Ergebnisse der beiden weiteren Modelle dargestellt werden (vgl. Tabelle 6).

5.3.2 Das „erweiterte Gesetzesmodell“ mit den einzelnen Regionalindikatoren und Modifikationen

Modell 2.1: Die Kompositionsmerkmale (einschließlich der Aussiedleranteile) sind die gleichen wie im strikten Gesetzesmodell, es sind hier jedoch alle einzelnen Regionalindikatoren in die Schätzung einbezogen. Unter weniger strengen Signifikanzvorgaben erklärt das Modell 2.1 62,9% der Varianz, wobei der *Aussiedleranteil* und das Regionalmerkmal *Unterbeschäftigungsquote* mit standardisierten Betawerten um 0.5 die Haupterklärungsgräger sind.

Modell 2.2: Unter strengeren Sigifikanz-Vorgaben geht der Anteil erklärter Varianz auf 55,9% zurück. Von den Kompositionsmerkmalen fällt der Anteil der *Älteren* heraus, die Erklärungskraft (in Betawerten gemessen) des *Aussiedleranteils* und des *Langzeitarbeitslosenanteils* ist nun höher, von den Regionalmerkmalen ist nur noch die *Beschäftigtenentwicklung* in signifikanter Weise an der Varianzaufklärung beteiligt. Die festgestellte Veränderung in den Betawerten hängt offenbar damit zusammen, daß die Anteilswerte der Risikopersonen pro Amtsbezirk und die jeweilige Arbeitsmarkt-

Tabelle 6: Multiple Regression der Nichtleistungsbezieherquote 1996 und 1995 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher) Kompositionsmerkmale, Regionalindikatoren und Interaktionsterme. Alle Arbeitsamtsbezirke West (n = 141; ohne Berlin)

Merkmal	Erweitertes Gesetzesmodell			Ausführliches Modell		
	1996 Modell 2.1 Beta	1996 Modell 2.2 Beta ^a	1996 Modell 2.3 Beta	1996 Modell 3.1 Beta	1996 Modell 3.2 Beta	Modell 1995 (≈3.2) Beta
	Spalte 1	Spalte 2	Spalte 3	Spalte 4	Spalte 5	Spalte 6
• Kompositionsmerkmale						
Männeranteil	-.207 (.001)	-.126 (.041)	-.227 (.000)	-.170 (.006)	-.186 (.002)	
Anteil der Personen mit 45 und älter	-.278 (.001)		.250 (.002)	-.275 (.001)	.209 (.008)	
Aussiedleranteil*	.524 (.000)	.446 (.000)	.554 (.000)	.537 (.000)	.522 (.000)	.223 (.000)
Anteil ohne Hauptschulabschluß*	XXX	XXX	XXX	-.157 (.008)	-.181 (.007)	-.179 (.023)
Anteil ohne abgeschlossene Berufsausbildung	XXX	XXX	XXX		.153 (.059)	.138 (.072)
Anteil der Nichtfacharbeiter	XXX	XXX	XXX		-.111 (.100)	
Anteil der ein Jahr oder länger (Langzeit)Arbeitslosen*	.219 (.007)	.405 (.000)	.148 (.061)	.198 (.010)	.176 (.027)	-.492 (.000)
Anteil in Fortbildung*	XXX	XXX	XXX			
• Regionalindikatoren						
Einwohnerdichte	.176 (.010)		.191 (.003)	.226 (.001)	.170 (.014)	
Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor	.041 (.590)					
Unterbeschäftigungsquote	-.489 (.000)			-.479 (.000)		-.160 (.025)
Arbeitslosigkeitsdauer						
Einstellungsrate	.232 (.005)		.265 (.000)	.268 (.000)	.268 (.000)	
Beschäftigungsentwicklung	.109 (.091)	.269 (.000)	.088 (.155)	.104 (.096)	.075 (.210)	.102 (.085)
• Interaktionsterme						
Anteil der Älteren x Anteil der Langzeitarbeitslosen	XXX	XXX		XXX		
Anteil der Älteren x Unterbeschäftigungsquote	XXX	XXX	-.502 (.000)	XXX	-.468 (.000)	-.121 (.061)
Anteil der Langzeitarbeitslosen x Arbeitslosigkeitsdauer	XXX	XXX		XXX		
R ² in %	62,9	55,9	64,7	64,7	67,6	58,7

^a Koeffizienten bei pin .05 / pout .10.

* transformierte Variable

XXX: Variable wurde in diesem Modell nicht berücksichtigt.

situation nicht unabhängig sind, d.h. die „Potentiale“ an Risikopersonen, die im Arbeitsamtsbezirk in die Maßnahmen einbezogen werden können, ist durch die Arbeitsmarktsituation mitbestimmt. Dieses Problem wird im Modell 2.3 aufgegriffen.

Modell 2.3: Um die Vermutungen über Interaktionen zu überprüfen, werden in dieses Modell drei Interaktionsterme aufgenommen, zwei, die Zusammenhänge zwischen den beiden Variablengruppen der Kompositionsmerkmale und der Regionalmerkmale repräsentieren und ein Term, in dem die substantielle Korrelation zwischen dem Älterenanteil und dem Anteil der Langzeitarbeitslosen eingeht. Das Ergebnis spricht hier nun eindeutig für die Notwendigkeit, Interaktionen zu berücksichtigen: Unter beiden Signifikanzvorgaben erhalten wir das gleiche Ergebnis. Die Varianzaufklärung erreicht 64,7% (vgl. Tabelle 6, Spalte 3). Dabei sind alle Variablengruppen beteiligt. Der Interaktionsterm (Älterenanteil x Unterbeschäftigungsquote) erreicht mit einem standardisierten Betawert von -0.5 bereits einen eigenständigen Erklärungsbeitrag von etwa 25%. Des weiteren ist wiederum der *Aussiedleranteil* ein wichtiger Prädiktor für die Nichtleistungsbezieherquote. Dieser Anteilswert, dessen Erklärungskraft noch über dem Interaktionsterm liegt, hängt mit den anderen Variablen kaum zusammen, der Betawert wird vom Wechsel anderer Variablen in das Modell wenig berührt: In allen drei Modellen (auch in den noch darzustellenden Modellen 3.1 und 3.2) liegt diese Variable weit vor den anderen. Der *Interaktionsterm*, der aus dem *Älterenanteil* und der *Unterbe-*

schäftigungsquote gebildet wurde, fängt den Varianzanteil der Unterbeschäftigungsquote ein, und der Haupteffekt des *Älterenanteils* kehrt sich im Vorzeichen um. D.h. wenn man die Interaktion nicht berücksichtigt, ist zu folgern, daß mit einer Erhöhung des *Älterenanteils* eine Erniedrigung des Nichtverbleibs im Leistungsbezug einhergeht. Die Signifikanz dieses Interaktionsterms deutet darauf hin, daß die Erhöhung des *Älterenanteils* in Bezirken mit ungünstiger Arbeitsmarktsituation negativ mit dem Eingliederungserfolg verbunden ist.

5.3.3 Das „ausführliche Modell“

Modell 3.1: In diesem Modell sind nun auch die restlichen Variablen enthalten, mit denen sich die Komposition der Maßnahmeteilnehmer beschreiben läßt. Lediglich eine weitere Variable (der Anteil der Personen *ohne Hauptschulabschluß*) wird einbezogen. Der Betrag der Varianzaufklärung entspricht der aus Modell 2.3.

Modell 3.2: Bezieht man in dieses Modell auch die Interaktionsterme ein, so ergibt sich ein Bild, das etwa dem des Modells 2.3 entspricht. Durch die zusätzlichen Variablen wird die Varianzaufklärung auf 67,6% erhöht (vgl. Tabelle 6, Spalte 5). Mit den drei zusätzlichen Variablen ist noch die Einsicht verbunden, die lautet, wenn man den Anteil der Personen ohne abgeschlossenen *Hauptschulabschluß* und ohne abgeschlossene *Berufsausbildung* kontrolliert, dann kehrt sich die Wirkung des Anteils der Personen, die zuletzt als *Nichtfacharbeiter* („Hilfsarbeiter“) berufstätig waren, um. Diese Zu-

sammenhänge sind jedoch schon sehr komplex und erfordern eine weitere Klärung in Individualanalysen.

Es fällt auf, daß die unterschiedliche Nutzungsintensität von Fortbildungs- bzw. Umschulungsmaßnahmen durch die Ämter keine statistisch nachweisbare Bedeutung hat. In einfachen Auswertungen auf der Personenebene zeigte sich praktisch immer ein positiver Einfluß, wenn Personen an einer Umschulung teilgenommen hatten. Dabei war allerdings immer auch klar, daß sowohl die Fachkräfte in den Arbeitsämtern Auswahlentscheidungen für eine Umschulung treffen, wie auch, daß die teilnehmenden Personen selbstselektiv über die Maßnahmeart mitentscheiden. Daß die persönlichen Merkmale, die in diesen Entscheidungen zum Tragen kommen, in den wenigen Merkmalen der verfügbaren Statistiken erfaßt sein könnten, ist aber nicht anzunehmen.

5.4 Übertragung der Ergebnisse – Die „vergleichbare“ bereinigte Rangreihe

Wir sind mit dem Vorsatz angetreten, zum einen eine Aufklärung darüber zu geben, in welchem Umfang die Aggre-

gatwerte der Nichtleistungsbezieherquoten pro Amt von der Komposition der Maßnahmen und von der regionalen Arbeitsmarktsituation abhängen. In welchem Maße das der Fall ist, läßt sich generell am R^2 , d.h. dem Anteil erklärter Varianz, ersehen, im einzelnen geben die Koeffizienten (Beta als standardisierter Regressionskoeffizient) darüber Auskunft. Im Rahmen von Modellen multipler Regression führen einige Variablen zu einer Varianzaufklärung von deutlich über 50%. Es bleibt dennoch ein beträchtliches Maß an Varianzaufklärung zu leisten.

Das zweite Anliegen der Modellrechnungen war, auf dieser Grundlage nun den Vergleich zwischen den Arbeitsamtsbezirken zu ermöglichen. Dadurch sollte es möglich sein, die Rangreihe (vgl. zur Ausgangssituation Tabelle 7, Spalte 1), die sich aufgrund der Brutto-Roh-Werte des Verbleibs im Nichtleistungsbezug im Jahre 1996 ergibt, in eine andere Rangfolge zu überführen, in der nun – so weit es eben aufgrund des Datenmaterials und des gewählten Verfahrens möglich ist – Vergleichbarkeit hergestellt wurde. Diesem Anliegen wenden wir uns nun zu. Dazu wird ein weiterer Schritt des Verfahrens erläutert.

Tabelle 7: Rangplätze der Arbeitsamtsbezirke 1996 (und zum Vergleich 1995), nach den Brutto-Ausgangswerten und nach der Größe der Residuen (verschiedener Modelle), soweit die Residuen außerhalb von +/- 1,65 Standardabweichungen liegen.^a

Rangplatz	1996 Brutto-Ausgangswert Nichtleistungsbezieherquote	1995 Brutto-Ausgangswert Nichtleistungsbezieherquote	1996 Striktes Gesetzesmodell mit Aussiedleranteil	1996 Striktes Gesetzesmodell mit Aussiedleranteil und Interaktion (pin .05/pout .10)	1995 Striktes Gesetzesmodell mit Aussiedleranteil und Interaktion	1996 Erweitertes Gesetzesmodell (Aussiedler und einzelne Regionalindikatoren und Interaktionen)	1996 Das „ausführliche“ Modell (alle Kompositionsmerkmale sowie die einzelnen Regionalindikatoren und Interaktionen)	1995 Das „ausführliche“ Modell (alle Kompositionsmerkmale sowie die einzelnen Regionalindikatoren und Interaktionen)
	Spalte 1	Spalte 2	Spalte 3	Spalte 4	Spalte 5	Spalte 6	Spalte 7	Spalte 8
1.	373 Paderborn	373 Paderborn	863 Weilheim	863 Weilheim	815 Deggendorf	863 Weilheim	863 Weilheim	815 Deggendorf
2.	274 Vechta	274 Vechta	247 Leer	247 Leer	127 Heide	373 Paderborn	247 Leer	127 Heide
3.	863 Weilheim	823 Freising	823 Freising	823 Freising	373 Paderborn	247 Leer	373 Paderborn	373 Paderborn
4.	674 Schwäbisch Hall	835 Landshut	373 Paderborn	815 Deggendorf	823 Freising	811 Augsburg	811 Augsburg	863 Weilheim
5.	335 Düren 827 Ingolstadt	674 Schwäbisch Hall	815 Deggendorf	373 Paderborn	863 Weilheim	439 Korbach	815 Deggendorf	739 Regensburg
6.		657 Rastatt	387 Wesel	387 Wesel	827 Ingolstadt	387 Wesel	387 Wesel	247 Leer
7.	815 Deggendorf 835 Landshut	863 Weilheim		335 Düren	241 Helmstedt	237 Hannover	127 Heide	823 Freising
8.				811 Augsburg	739 Regensburg	823 Freising		241 Helmstedt
9.					247 Leer			827 Ingolstadt
Alle übrigen Amtsbezirke	9. - 134.	8. - 134.	7. - 136.	9. - 137.	10. - 133.	9. - 133.	8. - 135.	10. - 135.
134.					217 Bremerhaven	317 Bielefeld		
135.	317 Bielefeld	634 Konstanz			447 Marburg	535 Montabaur		
136.	224 Emden	423 Fulda 135 Lübeck			535 Montabaur	375 Recklinghausen	257 Nordhorn	217 Bremerhaven
137.	687 Villingen-Schwenningen		447 Marburg		227 Goslar	385 Solingen	317 Bielefeld	224 Emden
138.	644 Mannheim	343 Essen	257 Nordhorn	221 Celle	254 Nienburg	687 Villingen-Schwenningen	687 Villingen-Schwenningen	271 Uelzen
139.	135 Lübeck	217 Bremerhaven	535 Montabaur	535 Montabaur	634 Konstanz	257 Nordhorn	535 Montabaur	634 Konstanz
140.	375 Recklinghausen	224 Emden	271 Uelzen	271 Uelzen	271 Uelzen	217 Bremerhaven	217 Bremerhaven	624 Heidelberg
141.	271 Uelzen	271 Uelzen	687 Villingen-Schwenningen	687 Villingen-Schwenningen	423 Fulda	271 Uelzen	271 Uelzen	423 Fulda

^a Rangplätze in den Spalten 1 und 2 nach der absoluten Größe des Brutto-Ausgangswertes; in den Spalten 3 bis 8 nach der größten „positiven“ (Plätze 1ff.) bzw. „negativen“ Abweichung des erreichten Brutto-Ausgangswertes gegenüber dem prädiktierten Wert gemäß dem angegebenen Modell

Die Ausgangssituation für diese Analyse ist in Form der Brutto-Ergebnisse in Tabelle 7 (Spalten 1 und 2) dargestellt; sie enthält Informationen darüber, welche Ämter 1996 – und zum Vergleich 1995 – so gesehen die 5% besten und die 5% schlechtesten Werte überhaupt erreicht haben (das obere und das untere Ende der Rangreihe). Gäbe es keine Einflüsse, von denen diese Ergebnisse abhängen, so könnte man diese Rangreihe nach den erreichten Werten heranziehen und zur Belohnung der Besten schreiten. Wir hatten jedoch gesagt, daß es zunächst darum gehen müsse, Vergleichbarkeit durch den differentiellen Erfolgsmessung nach Risikomerkmale und regionalen Arbeitsmarktlagen herzustellen, den der Gesetzgeber fordert, und erst danach eine neue Rangreihe zu erstellen, die auf neuen „Extremfällen“ aufbaut.²⁸

Setzt man die Ergebnisse der Analyse, in Form der unstandardisierten Koeffizienten, in die Formel des linearen Modells der multiplen Regression ein, so erhält man den prädizierten Wert an Nichtleistungsbeziehern²⁹. Zieht man den geschätzten Wert von dem erreichten Brutto-Wert ab, so erhält man einen Restbetrag, das Residuum. Dieses selbst wird durchschnittlich umso kleiner, je höher das multiple R^2 , also die erreichte Varianzaufklärung ist. Es bildet die Grundlage für die neue Rangfolge (vgl. oben 2.2). Dabei wird die Voraussetzung gemacht, daß es noch weitere Einflußgrößen gibt, die neben den immer vorhandenen Fehlergrößen das Residuum ausmachen. Wäre das nicht der Fall, so wäre auch zu erwarten, daß die Ämter, die nun außerhalb von bestimmten Verteilungsgrenzen liegen, von Jahr zu Jahr dem Zufall entsprechend andere sind. Das ist jedoch ausweislich unserer Ergebnisse nicht der Fall. Tabelle 7 enthält die Rangplätze, die die Ämter nach den Ergebnissen der verschiedenen Modelle einnehmen (Spalten 3 - 8), wenn man von der Größe der Residuen ausgeht. Es wurden nur Amtsbezirke mit Residuen aufgenommen, die außerhalb eines konventionellen statistischen Maßes, nämlich 1,65 Standardabweichungen, liegen.

Damit hätten wir ein Maß dafür zur Hand, wie weit sich ein Amt dem Ergebnis angenähert hat, das aufgrund des bestimmten Modells mit den verwendeten unabhängigen Variablen zu erwarten war und ob es sich lohnt, nach weiteren Einflußgrößen zu suchen. Je stärker die Abweichung im positiven Bereich, desto günstiger und umgekehrt.

5.5 Die Ergebnisse für 1995 zur Kontrolle

Die drängende Frage, wie ernst man solche Ergebnisse nun nehmen soll, hängt sicher auch von der Antwort auf die Fra-

²⁸ Als operationale Definition von „Extremfällen“, mit denen zu beschäftigen sich lohnen würde, nehmen wir die Werte, die außerhalb von +/- 1,65 Standardabweichungen um den Mittelwert liegen. Es sind allerdings nicht wirklich Extremfälle oder extreme „Ausreißer“, denn bei einer Normalverteilung ist ein bestimmter Prozentsatz an Fällen auch außerhalb der definierten Standardabweichungen zu erwarten. Es gibt in diesem Sinne nicht überzufällig viele „Ausreißer“.

²⁹ Die einfache Korrelation zwischen dem erreichten Bruttowert und dem geschätzten Wert ist das R_{xy} der multiplen Regression.

³⁰ Auf Zeitreihenprobleme wird hier nicht eingegangen.

³¹ Alle angegebenen Werte sind im einseitigen Signifikanztest hoch signifikant.

³² Die Korrelation der Rangreihen nach den Brutto-Ausgangs-Werten über die Jahre 1992 bis 1996 zeigt folgendes Bild. Die Werte der aufeinander folgenden Jahre liegen jeweils bei ca. $r_s = .73$. Je mehr Jahre dazwischen liegen, um so geringer wird der Wert des r_s . D.h. daß die Ämter von Jahr zu Jahr andere Rangplätze eingenommen haben. Die Rangkorrelation r_s der Brutto-Ausgangs-Werte 96/95 der Arbeitsamtsbezirke in den alten Bundesländern beträgt $r_s = .717$, 96/94 $r_s = .610$, 96/93 $r_s = .515$, 96/92 $r_s = .466$. Die Rangkorrelation zwischen den Arbeitsamtsbezirken aufgrund der Brutto-Ausgangswerte lag 1992/93 ebenfalls bei $.734$. Welchen Gesetzmäßigkeiten diese Bewegungen folgen, ist unseres Wissens nicht untersucht worden.

ge ab, wie stabil solche Ergebnisse im Hinblick auf die Erklärungsbeiträge der einzelnen Variablen an sich und im Rahmen der Modelle sind, und wie sie sich im Zeitablauf darstellen.

Dazu vergleichen wir die Jahre 1996 und 1995. Zwischen den beiden Jahren können sich die Verhältnisse in einzelnen Arbeitsamtsbezirken geändert haben, was z.B. auch dazu führen könnte, daß andere Anteile an Risikopersonen in die Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung einbezogen worden wären. Wie weit das der Fall ist, ist hier nicht im einzelnen nachzuweisen, jedoch zeigen die in Tabelle 2 enthaltenen Informationen über die Teilnehmerstrukturen in den Jahren 1995 und 1996, daß es andere Durchschnittswerte und Extremwerte gab und deshalb auch mit Änderungen in den Arbeitsamtsbezirken selber zu rechnen ist. Mit Änderungen in den Koeffizienten, die dabei auftreten, ist zwischen einzelnen Modellen immer zu rechnen (Bortz 1993: 417). Die neuen Ränge, die aufgrund der Modellschätzungen ermittelt werden, sind angesichts solcher Zufallsfluktuationen der einzelnen Koeffizienten jedoch viel stabiler. Das läßt sich anhand von Tabelle 7 belegen, die je nach Modell, trotz etlicher Rangplatzwechsel, eine ziemlich große Übereinstimmung hinsichtlich der Ämter innerhalb der Gruppe der stärksten positiven wie der stärksten negativen Abweichungen (Residuen) aufweist.

Zur Ermittlung der Gesamtübereinstimmung bedienen wir uns im folgenden der Rangkorrelation zwischen diesen Rangreihen der beiden Jahresergebnisse 1996 und 1995. Mit Ergebnissen der Rangkorrelationen zwischen den Ausgangs-Brutto-Werten verschiedener Jahre sowie zwischen jenen aufgrund der Residuen der Jahre 1995/1996 bzw. zwischen jenen aufgrund der prädizierten Werte der Jahre 1995/1996 ist das zu belegen. Dazu zunächst eine Überlegung. Die mehr oder weniger große Übereinstimmung der Rangreihen ($r_s = .717$) der einbezogenen Arbeitsamtsbezirke nach den Ausgangs-Brutto-Werten weist auf eine gewisse zeitliche Stabilität der Bedingungen hin, von denen die Größe der Nichtleistungsempfängerquote abhängt³⁰.

Die Rangplätze sind keine Zufallsprodukte, wie sie Jahr für Jahr z.B. durch Würfeln entstehen würden. In den Ausgangs-Brutto-Werten wirken sich nach unserer Überzeugung vielmehr systematische Einflüsse aus, die von der Komposition der Maßnahmen wie auch von den Arbeitsmarktbedingungen abhängen, außerdem von weiteren nicht gemessenen Größen sowie von Zufallseinflüssen und Meßfehlern. In den aufgrund der Modelle geschätzten oder prädizierten Werten ist von diesen Zufallseinflüssen vereinbarungsgemäß nicht mehr so viel enthalten wie im Ausgangsmaterial. In den Residuen wiederum müßte demnach, je mehr Varianzaufklärung mit dem jeweiligen Modell gelungen ist, um so weniger noch an systematischer Varianz enthalten sein. Deshalb ist u.a. zu erwarten, daß die Rangkorrelation zwischen den prädizierten Werten zweier Jahre, die mit jeweils eigenen Modellen errechnet wurden, höher liegen als die Rangkorrelation zwischen den Ausgangs-Brutto-Werten. Die folgenden Ergebnisse bestätigen die vermuteten Zusammenhänge, was die Größe der Rangkorrelation zwischen den Jahreswerten innerhalb eines Modells angeht (vgl. die folgende Übersicht).

Rangkorrelationen – Übersicht³¹

1. Rangfolgen aufgrund der *Brutto-Ausgangswerte* 1996 und 1995: $r_s = .717$ ³²

2. Rangfolgen auf Grundlage der Ergebnisse des „*strikten Gesetzesmodells*“ (Modell 1.3 1996 und Modell 1.2 1995):

Rangreihe aufgrund der *prädiktierten Werte*: $r_s = .831$; Rangreihe aufgrund der *Residuen*: $r_s = .558$

3. Rangfolgen auf Grundlage der Ergebnisse des „ausführlichen Modells“ (Modell 3.2 1996 und Modell 3.2 1995): Rangreihe aufgrund der *prädiktierten Werte*: $r_s = .779$; Rangreihe aufgrund der *Residuen*: $r_s = .606$

5.6 Die Arbeitsamtsbezirke in den neuen Bundesländern

Die geringe Zahl von nur 34 Arbeitsamtsbezirken in den neuen Bundesländern ergibt ein besonderes Statistikproblem³³. Das hat Auswirkungen auf die Modelle, die geschätzt werden können, da Signifikanzangaben mit der Zahl der einbezogenen Einheiten zusammenhängen³⁴. Wegen dieser speziellen Bedingungen werden die Ergebnisse für die neuen Bundesländer hier nur kursorisch wiedergegeben (vgl. Tabelle 8).

Tabelle 8: Einfache Korrelation und Multiple Regression der Nichtleistungsbezieherquote 1996 (Teilnehmer, die vor Beginn der Vollzeit-Maßnahme arbeitslos waren, incl. Abbrecher). Alle Arbeitsamtsbezirke Ost (n = 34; ohne Berlin)

Merkmal	Einfache Korrelationen	„Striktes“ Gesetzesmodell	Ausführliches Modell
		Beta	Beta
	Spalte 1	Spalte 2	Spalte 3
• Kompositionsmerkmale			
Männeranteil	.244		
Anteil der Personen mit 45 und älter	-.053		-.486 (.012)
Anteil ohne Hauptschulabschluss	.013	XXX	
Anteil ohne abgeschlossene Berufsausbildung	-.003	XXX	
Anteil der Nichtfacharbeiter	.066	XXX	
Anteil der ein Jahr oder länger (Langzeit)Arbeitslosen	-.458	-.415 (.010)	-.436 (.004)
Anteil in Fortbildung	-.019	XXX	
• Regionalindikatoren			
Clustermittelwert		.298 (.059)	XXX
Einwohnerdichte*	.236	XXX	.517 (.010)
Beschäftigtenanteil im tertiären Sektor	.242	XXX	
Unterbeschäftigungsquote	-.452	XXX	-.352 (.029)
Arbeitslosigkeitdauer	-.289	XXX	
Einstellungsrate	.227	XXX	
Beschäftigungsentwicklung	-.059	XXX	
• Interaktionsterme			
Anteil der Langzeitarbeitslosen x Einstellungsrate	-.423	XXX	
R ² in %		29,7	50,7

XXX in dem betreffenden Modell nicht enthalten.
* transformierte Variable

In der Tendenz sind die Ergebnisse der neuen Bundesländer denen der alten Bundesländer durchaus ähnlich. Als deutlicher Unterschied fällt in der Reihe der einfachen Korrelationen (vgl. Tabelle 8, Spalte 1) auf, daß der Männeranteil hier mit dem positiven Vorzeichen einget; dies weist auf die be-

³³ Das gilt in gleicher Weise für den Versuch, große LAA-Bezirke wie z.B. Nordrhein-Westfalen gesondert zu analysieren.

³⁴ Außerdem gibt es wegen der an sich geringen Aussiedlerpopulation in den neuen Bundesländern auch nur in einigen der Amtsbezirke überhaupt Aussiedler in Maßnahmen (vgl. Tabelle 3). Für diese Variable konnte keine Transformation gefunden werden, weshalb sie nicht in die Modelle einbezogen wurde.

reits seit langem bekannte besondere Lage der Frauenerwerbstätigkeit in den neuen Bundesländern hin. In der multiplen Regression schlägt diese Tatsache jedoch nicht durch.

Nimmt man als Regionalvariable die Clustermittelwerte in die Analyse auf (entsprechend Modell 1.1), so ergeben sich zusammen mit dem Anteil der Langzeitarbeitslosen zwei signifikante Beiträge zur Gesamtaufklärung, die für 1996 lediglich bei knapp 30% liegt (vgl. Tabelle 8, Spalte 2). Kontrolliert man statt dessen die regionale Arbeitsmarktsituation durch Einbezug der einzelnen Regionalvariablen in die Analyse (vgl. Tabelle 8, Spalte 3), so tritt der Effekt der Hauptvariablen unter den Kompositionsmerkmalen, der Anteil der Älteren und der Anteil der Langzeitarbeitslosen hervor, die mit der Quote der Nichtleistungsbezieher in Zusammenhang stehen. Unter den Einzelvariablen der regionalen Arbeitsmarktsituation kommen die Einwohnerdichte und die Unterbeschäftigungsquote hinzu. Dieses Modell erklärt immerhin 50,7% der Varianz.

Entscheidend ist, daß aufgrund der insoweit erreichten „Vergleichbarkeit“ unter den Amtsbezirken der neuen Bundesländer die ursprüngliche Rangreihe der Ämter ebenfalls geändert wird. Außerhalb von 1,65 Standardabweichungen liegen vier Ämter (nicht ausgewiesen), die sich damit in einem ersten Anlauf für eine genauere Analyse mit dem Ziel, besonders hinderliche bzw. besonders begünstigende Faktoren zu eruieren, anbieten würden. Auch hier gibt es im statistischen Sinne keine wirklichen „Ausreißer“.

6 Diskussion

Was ist eigentlich herausgekommen? Und was ist mit diesen Ergebnissen nun anzufangen? Die Absicht, die wir mit diesen Analysen verbanden, war, Vergleichbarkeit herzustellen und damit auch zu einer Korrektur jener Rangfolge der Arbeitsamtsbezirke zu gelangen, die sich aus der Aufreihung nach der Größe der erreichten Bruttoverbleibswerte (Nichtleistungsbezieherquote) ergibt. Vergleichbarkeit herzustellen ist mit dem Verfahren der multiplen Regressionsanalyse in verschiedenen Modellen für die Arbeitsamtsbezirke in den alten Bundesländern in einem Umfange von bis zu über 65% Aufklärung der Varianz um den Mittelwert gelungen (vgl. Kapitel 5.3).

Der Einfluß der regionalen Arbeitsmarktsituation und das Gewicht der Teilnahme von besonders förderungsbedürftigen Personengruppen ist damit in seinen Auswirkungen auf das Ergebnis zu einem beträchtlichen Teil herausgerechnet worden. Die Schätzwerte besagen, daß aufgrund der Berücksichtigung der Komposition der Maßnahmen und mit der Arbeitsmarktsituation mit einer bestimmten Nichtleistungsbezieherquote zu rechnen war. Diese stimmt manchmal genau mit dem erreichten Wert überein, manchmal weichen sie erheblich voneinander ab. Die Abweichung des erreichten Wertes von dem prädiktierten Wert, das Residuum, wurde nun herangezogen, um eine neue Rangreihe der Arbeitsamtsbezirke zu erstellen. Sie stützt sich auf die Größe des Residuums, d.h. auf die Größe der Abweichung zwischen dem geschätzten und dem erreichten Wert, und sie berücksichtigt neben der Größe der Abweichung auch die Richtung: positive Werte geben an, daß die Amtsbezirke günstigere Resultate aufweisen, als zu erwarten war, negative Werte, um wieviel sie unterhalb der erwarteten Werte liegen.

Wir haben es hier eindeutig mit einer „orientierenden Überblicksanalyse“ auf der obersten Ebene unseres Analyse-schemas (Plath/Blaschke 1999; Blaschke u.a. 1992) zu tun.

Diese Analyse liegt sogar noch eine Ebene über jenen orientierenden Überblicksanalysen, die von Individualdaten ausgehen. Denn hier wurde – damit eine pragmatische Vorgehensweise des Verbleibsmonitoring und die Situation der Ämter vor Ort akzeptierend – vom Aggregatwert der einzelnen Ämter ausgegangen.

Die Anforderungen an die Eingliederungsbilanz stammen aus dem Bemühen um Monitoring und Controlling, sie folgen nicht wissenschaftlich begründbaren Anforderungen. Vielmehr wird von prozeßproduzierten Verwaltungsdaten ausgegangen, die in sozialstatistischen Kategorien erfaßt werden. Diese werden im wesentlichen so akzeptiert, wie sie sind.

Die vorliegende Analyse läßt keine Aussagen darüber zu, ob die Ergebnisse im Durchschnitt und damit auch die abweichenden Ergebnisse der einzelnen Ämter *an sich* gut sind oder nicht. Diese Bewertung fehlt, und sie kann auch nicht einfach aus den Daten selbst gewonnen werden. Der erreichte Durchschnittswert für die alten oder die neuen Bundesländer wird erst einmal einfach akzeptiert, und die Streuung um diesen Mittelwert wird analysiert, um zu einer statistischen Erklärung zu gelangen. Wir gelangen so nicht zu Aussagen darüber, ob mit dem gleichen Mitteleinsatz in den gleichen oder in anderen Arbeitsamtsbezirken evtl. auch günstigere Ergebnisse hätten erzielt werden können.

Das wichtigste Ergebnis der vorliegenden Analyse ist demnach: Die unterschiedlich großen Abweichungen der von den Ämtern erreichten Werte vom Mittelwert hängen tatsächlich wesentlich von der Teilnehmerkomposition ab, die die Ämter für die Maßnahmen gewählt haben, und außerdem von der durch die Cluster bzw. die einzelnen Regionalvariablen indizierten Arbeitsmarktsituation. Die Varianzaufklärung beträgt für die Arbeitsamtsbezirke im Westen bis über 60%; das bedeutet allerdings auch, daß ein nicht geringer Teil der Varianz „unerklärt“ bleibt.

Nachdem die Einflüsse der einbezogenen Variablen herausgerechnet sind, bleibt nach statistischer Übereinkunft, was allerdings auch mit der für statistische Analysen dieser Art relativ geringen Fallzahl von 141 Ämtern zu tun hat, kein Raum für weitere statistische Erklärungen mit dem vorhandenen Datenmaterial übrig. Es gibt keine wirklichen „Ausreißer“. Die Residuen bewegen sich alle im Rahmen des nach statistischen Gesetzmäßigkeiten Erwartbaren, das heißt, es gibt nicht überraschend viele Ämter, die außerhalb der definierten Abweichungen um den Mittelwert liegen, weder bei den Bruttowerten noch bei den Residuen.

Wenn es sich jedoch nur um Zufallsprodukte handeln sollte, könnte man damit nichts anfangen. Dadurch, daß wir Daten aus zwei (bzw. mehreren) Jahren heranziehen konnten, konnten wir auch die naheliegende Vermutung weitgehend entkräften, daß die Abweichungen und die darauf aufbauenden Rangreihen lediglich Zufallsprodukte sind. Es hätte ja durchaus sein können, daß die Verteilung, die in einem Folgejahr festgestellt wird, zwar die gleiche Form hat wie die erste, aber die Rangreihe der Einheiten eine völlig andere ist. Die ermittelte Rangkorrelation zwischen den Rangreihen nach der Größe des Ausgangswertes der Quote des Nichtleistungsbezugs deutet darauf hin, daß wir es durchaus mit weiteren, noch nicht identifizierten systematischen Einflüssen zu tun haben.

Ein anderes Problem ist nur en passant aufgetaucht, nämlich dort, wo es um die Interaktionen zwischen Variablen der Komposition und Variablen der regionalen Arbeitsmarktsituation geht. Zunächst ist natürlich davon auszugehen, daß die Variablen untereinander korrelieren. Wir haben darauf hingewie-

sen (vgl. Tabelle 4), daß die Anteile Langzeitarbeitsloser, die von den Ämtern in die Maßnahmen einbezogen werden, z.B. mit dem Indikator „Dauer der abgeschlossenen Arbeitslosigkeit“ in den Amtsbezirken zusammenhängen oder auch mit der „Unterbeschäftigungsquote“. Deeke und Seifert (1981) und Schmid (1983) haben sich in ihren Analysen auf statistischer Ebene im wesentlichen mit Fragen auseinandergesetzt, die hier eine Rolle spielen, nämlich, wie groß der Spielraum der Ämter bei der Auswahl von Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik angesichts der Faktizität ist, die durch die jeweilige Arbeitsmarktlage gegeben ist.

Diese Frage ist unter dem Vorzeichen des Eingliederungstitels (§10 SGB III) wesentlich interessanter geworden, da die Ämter ja nun nicht mehr die zentralen Vorgaben haben, sondern im Rahmen ihres Budgets selbst zu einer sinnvollen Aufteilung der en bloc bereitgestellten Mittel auf die einzelnen Instrumente gelangen müssen. Im Zusammenhang mit dem Nachweis, daß solche statistischen „Interaktionen“ einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Abweichungen vom Mittelwert erbringen, stellt sich diese Frage noch anders. Das Ergebnis besagt ja – vor allem dann, wenn es sich für mehrere Jahre im wesentlichen replizieren ließe –, daß die regionale Arbeitsmarktsituation auf die Eingliederungschance in den Arbeitsamtsbezirken differentielle Wirkungen hat, je nachdem, ob besonders viele oder besonders wenige Personen der bestimmten Risikogruppen an den Maßnahmen teilnehmen.

Das wäre dann ein gewisser Hinweis darauf, daß bei der Personenauswahl u.U. doch stärker die regionale Arbeitsmarktsituation berücksichtigt werden müßte. Allerdings muß gleich darauf gesagt werden, daß ein solcher Hinweis zunächst nicht mehr enthält, als bereits in der Verpflichtung für die Ämter formuliert ist, bei allen Maßnahmen und Maßnahmeteilnehmern auf die „arbeitsmarktliche Zweckmäßigkeit“ (§7 Abs.2 und § 86 Abs. 1 Ziff. 8 SGB III; § 33 Abs. 1 und § 34 Abs. 1 Ziff. 4 AFG) zu achten, ein Punkt, auf den der BRH neuerlich hingewiesen hat (vgl. BRH 1998). Ob sich ein Instrument entwickeln lassen könnte, das die Ämter darin unterstützt, bei der Personen- und Maßnahmeauswahl diesem Anspruch gerecht zu werden, ist fraglich. Nicht zuletzt deshalb, weil die dafür erforderlichen statistischen und sachlichen Informationen nicht kurzfristig und kaum mit der nötigen Detailliertheit bereitgestellt werden können.

Angesichts all dieser Überlegungen und Unsicherheiten wird man dennoch im großen und ganzen sagen können, daß die Ämter unter den gegebenen arbeitsmarktlichen Rahmenbedingungen und der getroffenen Personenauswahl Ergebnisse erzielt haben, die angesichts der bekannten Bedingungen und Komponenten im Rahmen des Erwartbaren liegen. Die benannten Ämter liegen also alle in einer definierten Zone von an sich erwartbaren Ergebnissen. Haben alle Ämter also das getan, was angesichts von Arbeitsmarktsituation und einbezogenen Personengruppen angezeigt war? Auf dem groben Raster dieser Analyse kann man das bestätigen. Wir erfahren freilich nichts über die Zielgruppenerreichung, nur darüber, welchen Einfluß bestimmte Zielgruppenanteile auf das Ergebnis haben. Wir werden auf „Extremfälle“ aufmerksam, die nur in weiter Definition wirklich Extreme sind. Und man weiß nicht und kann es durch diese Analyse auch nicht eingehender erfahren, worauf die verbleibenden Unterschiede zwischen den erreichten und den prädierten Werten zurückgehen.

Zwei Wege zur Beantwortung dieser Frage sind denkbar. Der erste Weg ist, in eine konkrete Diskussion mit den Verantwortlichen in den Ämtern einzutreten, die als „Extremfälle“

(die nur im Bezug zu einem Mittelwert als „extrem“ zu definieren sind) auffielen. Der zweite Weg ist, auch darüber hinaus zu versuchen, weitere Bedingungen der Maßnahmedurchführung und -gestaltung zu eruieren und in die statistische Analyse einzubeziehen.

Diskussion der „Extremfälle“

Es bleiben Unterschiede bestehen, denen nachzugehen sich vor allem zunächst in den nachgewiesenen Fällen lohnen könnte. Wie kann man das weiterverfolgen? Wie sollen die Verantwortlichen jener Arbeitsamtsbezirke, die hinsichtlich des unerklärten Restes besonders auffallen, zu gegebener Zeit in einen Prozeß der Überlegungen und des Nachdenkens treten? Die Ämter sollen gemeinsam mit den lokalen Akteuren in die Diskussion eintreten und eruieren, worauf – aufgrund ihrer Kenntnis der lokalen oder regionalen Gegebenheiten – „bessere“ oder „schlechtere“ Ergebnisse zurückgeführt werden könnten (vgl. § 11 Abs. 3 SGB III; vgl. ähnlich bereits Dienstblatt-Runderlaß 151/1983). Damals wie heute mit der Hoffnung, auf Hinweise für bessere oder gar gute Ergebnisse zu stoßen und diesen dann zu folgen bzw. daraus zu lernen. Der Suche nach Ideen, nach best practice-Beispielen, nach Erfahrungen etc. öffnet sich ein weites Feld. Die Arbeitsmarktgegebenheiten im Vergleich zu den anderen Ämtern und damit oder unabhängig davon die Komposition der Maßnahmen können sich offensichtlich geändert haben.

Weitere Bedingungen erfassen

Die Hauptmerkmale, worauf die Unterschiede zurückgehen könnten, nämlich Teilnehmerzusammensetzung und Arbeitsmarktlage, sind im Groben abgearbeitet. Woran könnte noch gedacht werden? Nun geht es darum, bisher statistisch nicht erfaßte oder nicht zugängliche negativ oder positiv wirkende Einflußfaktoren zu finden, die ihrerseits durch die Fach- und Führungskräfte in der gewünschten Richtung beeinflußt werden können.

Ob die hier vorgelegten Ergebnisse schon Ausgangspunkt sein können, das zu beurteilen, muß den Fachleuten in den Ämtern und in den Landesarbeitsämtern überlassen bleiben. Aber wenn die erste Analyse dieser Art für die echten Daten vorgelegt werden wird, wird die Suche nach möglichen Einflußfaktoren, die bisher nicht beachtet wurden oder beachtet werden konnten, ernst.

Eigentlich müßte die Tatsache, daß ein Amt in dem einen Jahr zu den in bestimmter Weise definierten „besten“ bzw. „schlechtesten“ zählt und im nächsten Jahr nicht mehr, gerade die Möglichkeit eröffnen, auf Faktoren aufmerksam zu werden, von denen das abhängen könnte. Was hat sich in dem einen Jahr besonderes geändert?

Faktorenbündel 1: Personalausstattung der Ämter, Fach- und Führungskräfte

Was kann sich von einem Jahr auf das andere geändert haben? Neuer Amtschef, neuer Abteilungsleiter, neue Vermittler. Warum sollte nicht auch die Fachkenntnis der Mitarbeiter oder deren Einsatzfreude sein, oder die Leistung der Führungskräfte oder die Qualität der Träger oder der Maßnahme eine Rolle spielen? Personalsituation der Ämter und weitere Performanzmaße (Auslastung, Überstundensituation, Krankenstand, Fluktuation). Vordergründig betrifft alles das zahlenmäßige und das persönliche Verhältnis der Arbeitsvermittler zu Bewerbern.

Im Zusammenhang mit einem Prüfbericht über das Thema „Zweckmäßiger Einsatz von Fördermitteln – Teilnehmerauswahl und Integration von Absolventen aus Bildungsmaßnahmen“ hat die Innenrevision der BA (Innenrevision 1998) erst kürzlich darauf hingewiesen, daß in die Bewertung der Ergebnisse auch solche Rahmenbedingungen einzubeziehen seien, wie das Verhältnis Arbeitsvermittler zu Bewerbern in den Ämtern. Es betrage im Durchschnitt 1:730, während es bei Maatwerk bei etwa 1:120 liege. Hierbei ist sicher auch von einer ziemlich großen Streuung über alle Ämter auszugehen und damit von sehr unterschiedlichen Arbeitsbedingungen.

Faktorenbündel 2: Personenauswahl für die Maßnahmen – „Selektion und Selektivität“

Hauptpunkte, die der Überprüfung unterworfen wurden, waren die Zusammensetzung der Teilnehmer in den Maßnahmen und das Vorgehen bei der Auswahl der Teilnehmer (innerhalb der gleichen statistischen Kategorien können Personen unterschiedliche Eignung aufweisen, Stichwort „Selektivität“). Wo es auf besonders gute Eingliederungsergebnisse ankommt – also eigentlich immer –, muß die Verlockung groß sein, die eigenen Werte immer mehr in den positiven Bereich zu schieben. Die Möglichkeit, dies über die Auswahl der Teilnehmer zu erreichen, wird in der Evaluationsliteratur als sog. „creaming“ (eine Art bewußter Bestenauslese in vorgegebenem Rahmen) diskutiert, konnte als Gefahr gesehen werden, vor der auch das IAB deshalb schon früh gewarnt hat (BA 1996). Die Kontrolle im § 11 SGB III reicht im Zusammenhang mit den hier angewandten statistischen Verfahren soweit, wie die entscheidenden Merkmale in den Individualmerkmalen der FbW-Statistik enthalten sind. Klar ist nach unserer Auslegung von § 11 SGB III, daß nicht das absolut beste Ergebnis interessant ist, sondern eines mit einer möglichst großen Abweichung der erreichten von den erwarteten Werten im „positiven Bereich“, d.h. in unserem Beispiel eine höhere Nichtleistungsbezieherquote als sie aufgrund der Schätzwerte zu erwarten war. „Creaming“ aber wird vom SGB III explizit verlangt: § 7 Abs. 2 lautet: „Ist bei Ermessensleistungen der aktiven Arbeitsförderung eine Auswahl unter den Personen, die einer Förderung bedürfen, erforderlich, so hat diese vorrangig danach zu erfolgen, inwieweit unter Berücksichtigung der Förderungsbedürftigkeit eher mit einem Eingliederungserfolg zu rechnen ist.“

Den Analyseergebnissen folgend lassen sich Nischen innerhalb der Kategorien finden, ohne daß dies bei der statistischen Kontrolle, wie wir sie vorgenommen haben, und in dem Rahmen, in dem wir sie vornehmen mußten, auffiele: So erfaßt z.B. die Kategorie der Personen, die mindestens den Hauptschulabschluß erreicht haben und die eine Berufsausbildung abgeschlossen haben, ein breites Spektrum unterschiedlicher faktischer Arbeitsmarktrisiken. Auch die Personen, die sich innerhalb einer Kategorie finden, die sich definitionsgemäß dann gleich darstellen, können sich in der Realität noch stark voneinander unterscheiden. So umfaßt z. B. die Kategorie der Älteren über 44 Jahre noch weit mehr als zehn Jahre an Altersunterschied. In der Kategorie der Aussiedler gibt es z. B. Personen, die Deutsch wie Einheimische sprechen und solche, die die deutsche Sprache überhaupt nicht beherrschen, etc. In der Kategorie der Personen, die mindestens Hauptschulabschluß haben, sind auch alle Abiturienten enthalten, in der Kategorie der Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung sind auch alle Personen mit Hochschulabschluß enthalten.

Dabei wird auch die Diskussion am Rande mit berührt, die mit dem „screening“ (vgl. Rudolph 1998) oder dem sog. „pro-

filing“ zusammenhängt. Die Idee dabei ist ja, daß man innerhalb einer durch statistische Risikomerkmale – der Art, wie sie hier auch verwendet wurden, – definierten Risikogruppe von Personen durch weitergehende Informationen eine Auswahl treffen kann. Wo liegen hinter den allgemeinen Risiken dieser Gruppe, die alle betreffen, die tieferen Probleme? Einigen älteren Arbeitnehmern gelingt immer wieder der Einstieg in Arbeit. Einige Langzeitarbeitslose finden auch nach längerer Zeit wieder zurück in Arbeit etc. Die Idee des „profiling“ ist, an den objektiven individuellen Risikomerkmale möglichst frühzeitig anzusetzen und die Auswahl von Maßnahmen und Personen gezielt darauf auszurichten. Soweit dieses Vorgehen dokumentierbar ist, könnte damit ein differenzierterer Ansatz zur statistischen Analyse verbunden werden.

Faktorenbündel 3: Trägerlandschaft

Die Situation der Trägerlandschaft, was Stabilität und Qualität der Träger angeht, und die Vorgehensweise der Ämter bei der Auswahl der Träger von Bildungsmaßnahmen spielen vermutlich auch eine Rolle. Die Situation dürfte ihrerseits wiederum nicht unabhängig sein von den Schwerpunktsetzungen der aktiven Arbeitsmarktpolitik auf Bundesebene (Stichwort stop and go) – wie auf der Arbeitsamtsebene, die seit Geltung des § 10 SGB III an Bedeutung gewinnen dürfte.

Faktorenbündel 4: Änderungen der Situation am regionalen Arbeitsmarkt

Ebenso wie es immer wieder neue Firmen in der Region gibt, kann es auch zu unerwarteten Einbrüchen am Arbeitsmarkt kommen durch ein singuläres, aber einschneidendes Ereignis, das Massenentlassungen nach sich zieht oder andere zufällige Ereignisse am regionalen Arbeitsmarkt. Möglicherweise gibt es auch noch andere Regionalvariablen.

Faktorenbündel 5: Zusammenwirken mit anderen Instrumenten

Hier ging es nur um die Ergebnisse nach Weiterbildungsmaßnahmen, und dazu konnte nur ein spezifischer Ersatzwert (Nichtleistungsbezieherquote) verwendet werden. Möglicherweise werden die Ergebnisse auf der Basis der Originalwerte ganz anders aussehen. Es ist auch nicht auszuschließen, daß sich eine andere zahlenmäßige Gewichtung von FbW zu ABM auf die Ergebnisse auswirkt; man spreche doch vor Ort z.B. gelegentlich von „ABM-Ämtern“.

Andere Vergleichsbasis

Läßt sich nicht auch die Vergleichsbasis ändern, etwa indem die Ämter an dem gemessen werden, was sie sich selbst als Ziele vorgenommen haben? (Benchmarking, Zielvereinbarungen etc.). Kann man aber damit rechnen, daß eine andere Vergleichsbasis auch wirklich andere Ergebnisse brächte oder eine andere Basis für diese Diskussion liefern könnte? Das ist schwer vorstellbar. Und das objektive Vergleichsproblem bleibt auch dann noch bestehen. Denn solche Zielsetzungen müssen ja im wesentlichen auf Erfahrungen aufbauen, also auf dem, was in die Analyse der Nichtleistungsbezieherquote eingeht. Vielleicht kann man dadurch den Rechtfertigungsdruck für die Ämter erhöhen, aber kaum die Einsicht in die Zusammenhänge auf den regionalen Arbeitsmärkten, die der Eingliederung ihrer Klientel nach Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik das erreichbare Niveau setzen.

Brutto-Ergebnisse, keine Evaluationsergebnisse

Wir hatten es hier nur mit „Brutto-Ergebnissen“ (Brinkmann 1999) zu tun, nicht mit Netto-Ergebnissen einer Evaluation. Das wird auch auf absehbare Zeit so bleiben. Das Evaluationsproblem, das im wesentlichen so zu formulieren ist: Was wäre gewesen, wenn die bestimmte Person nicht an der Maßnahme teilgenommen hätte, ist noch nicht einbezogen. In der Eingliederungsbilanz ist es allerdings auch gar nicht vorgesehen. Dennoch bleibt es als Problem bestehen. Nun zeigt sich noch viel deutlicher als zuvor: Auf der Grundlage von Verbleibsanalysen und Eingliederungsbilanzen kann nicht darüber entschieden werden, ob das für die arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen ausgegebene Geld sinnvoll ausgegeben wurde.

7 Literatur

- Astin, Alexander W. (1968): Undergraduate Achievement and Institutional „Excellence“ – Traditional indices of institutional quality do not appear to contribute to student achievement. In: Science 161, pp. 661-668.
- BA Bundesanstalt für Arbeit (IAB, Büro S) (1996): Workshop Herausforderungen an die Arbeitsmarktpolitik und AFG-Reform. Nürnberg, 22. Mai 1996. Zielsetzung, Thesenpapiere, Protokoll.
- Blaschke, Dieter/Hans-Eberhard Plath/Elisabeth Nagel (1992): Konzepte und Probleme der Evaluation von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik am Beispiel der beruflichen Weiterbildung (FuU). In: MittAB 3, S. 381-405.
- Blaschke, Dieter/Elisabeth Nagel (1995): Beschäftigungssituation von Teilnehmern an AFG-finanzierter beruflicher Weiterbildung. In: MittAB 2, S. 195-213.
- Blaschke, Dieter/Hans-Eberhard Plath/Elisabeth Nagel (1997): Abbruch der Erstausbildung in der beruflichen Rehabilitation. In: MittAB 2, S. 319-344.
- Blien, Uwe/Hedwig Friedrich (1993): Krisenhafte Entwicklungstendenzen des Arbeitsmarktes Schweinfurt – Erste Ergebnisse einer exemplarischen Analyse. IABwerkstattbericht 16, 4.8.1993.
- Blien, Uwe (1998a): Die regionale Mittelverteilung für die aktive Arbeitsmarktpolitik: Politikberatung des IAB für Zwecke der Maßnahmesteuerung. In: MittAB 4, S. 674-689.
- Blien, Uwe (1998b): Der Schlüssel zur Verteilung der Mittel für den Eingliederungstitel: Aktuelle Rechnungen. MS 9.10.1998.
- Bortz, Jürgen (1993): Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin etc.: Springer, 4. Auflage.
- Brinkmann, Christian (1999): Zielcontrolling und Evaluation im Rahmen von Arbeitsförderung. IABwerkstattbericht 2, 5.2.1999.
- BRH Bundesrechnungshof (1998): Mitteilung 1998 zur Haushalts- und Wirtschaftsführung der Bundesanstalt für Arbeit (einschließlich Stellungnahme zur Jahresrechnung für das Haushaltsjahr 1996). Abgeschlossen nach dem Stand vom 29.7.1998. Punkt 9: Arbeitsmarktliche Zweckmäßigkeit beruflicher Weiterbildungsmaßnahmen.
- Deeke, Axel/Hartmut Seifert (1981): Lokale Arbeitsmarktpolitik – Zum Problem der Handlungsspielräume und Gestaltungsmöglichkeiten. In: WSI-Mitteilungen 3, S. 165-179.
- Deeke, Axel/Oliver Hülser/Werner Schuler (1999): Begleitforschung zu den Maßnahmen des Bundes, die aus Mitteln des Europäischen Begleitfonds (ESF) mitfinanziert werden – Dritter Zwischenbericht – IAB-Projektbericht Projekt 10/3-468. Nürnberg, März 1999.
- Dienstblatt-Runderlaß 3/99 vom 18. Januar 1999 Betreff: Eingliederungsbilanz nach § 11 SGB III. Geschäftszeichen Ib/IIIa 5025/4016/6000/1410.1 – Vorgang RdErl 54/97 – 4015/5000/6000.
- Hirschenauer, Franziska (1999): Clusteranalytische Typisierung der west- und ostdeutschen Arbeitsamtsbezirke zur vergleichenden Betrachtung regionaler Eingliederungsbilanzen. In diesem Heft.

- Hofbauer, Hans/Werner Dadzio (1987): Mittelfristige Wirkungen beruflicher Weiterbildung. Die berufliche Situation von Teilnehmern zwei Jahre nach Beendigung der Maßnahme. In: MittAB 2, S. 129-141.
- Innenrevision der Bundesanstalt für Arbeit (1998): Revisionsbericht: Zweckmäßiger Einsatz von Fördermitteln – Teilnehmerauswahl und Integration von Absolventen aus Bildungsmaßnahmen – Kurzfassung.
- Jagoda, Bernhard (1998): Eingliederungstitel und Eingliederungsbilanz. In: arbeit und beruf 11, S. 321.
- Kerlinger, Fred N./Elazar J. Pedhazur (1973): Multiple Regression in Behavioral Research. New York etc.: Holt, Rinehart and Winston.
- Plath, Hans-Eberhard/Dieter Blaschke (1999): Probleme der Erfolgsfeststellung in der beruflichen Rehabilitation. In: MittAB 1, S. 61-69.
- Rudolph, Helmut (1998): Risiko von Langzeitarbeitslosigkeit frühzeitig erkennen – Berechnung der Verbleibswahrscheinlichkeit von Arbeitslosen. IABWerkstattbericht Nr. 14, 19.11.1998.
- Schmid, Günther (1983): Handlungsspielräume der Arbeitsämter beim Einsatz aktiver Arbeitsmarktpolitik: Theoretische und empirische Evidenzen institutioneller Handlungsbedingungen. In: Scharpf, Fritz W., Marlene Brockmann (Hg.): Institutionelle Bedingungen der Arbeitsmarkt- und Beschäftigungspolitik. Schriften des Wissenschaftszentrums Berlin – Internationales Institut für Management und Verwaltung / Arbeitsmarktpolitik WZB. Frankfurt – New York: Campus, S. 135 – 165.
- Semmler, Otto (1998): Das Arbeitsamt 2000. Dezentralisierung und Regionalisierung. In: Soziale Sicherheit 47, S. 401-404.
- Sonnichsen, Ronald C. (1997): Measuring Police Performance. In: Mayne, John, Eduardo Zapico-Goñi (eds.): Monitoring Performance in the Public Sector – Future Directions from International Experience. New Brunswick – London: Transaction Publishers, pp. 219-235.
- Zängle, Michael/Christine Trampusch (1997): Berufliche Rehabilitation in den Beruflichen Fortbildungszentren der Bayerischen Arbeitgeberverbände e.V. (bfz e.V.). In: MittAB 3, S. 305-318.