

**Wirkungen der aktiven Arbeitsmarktpolitik auf die regionale
Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland**

**Hintergrundstudie für den
2. Fortschrittsbericht über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutsch-
land**

Uwe Blien und Anette Haas

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB) *

August 2003

* Für die Unterstützung bei der Datenaufbereitung bedanken wir uns herzlichst bei Elisabeth Hummel, Steffen Kaimer und Melanie Stamm. Außerdem geht unser Dank für zahlreiche Vorarbeiten an Erich Maierhofer, Katja Wolf und Dieter Vollkommer. Jede Verantwortung verbleibt bei den Autoren.

Zusammenfassung

In der vorliegenden Untersuchung wurde zur Analyse der regionalen Beschäftigungsentwicklung ein Modell verwendet, das auf dem klassischen Shift-Share-Ansatz der Regionalökonomie aufbaut. Durch die Übertragung in ein regressionsanalytisches Modell (als constraint least square zweistufig geschätzt) wird neben der Zerlegung der Entwicklung in Struktur- und Standorteffekte erreicht, dass theoriegeleitet weitere Variablen einbezogen werden.

Für die Untersuchung stehen detaillierte regionale Daten auf Kreisebene aus der Beschäftigtenstatistik für die Jahre 1993 bis 2001 und verschiedene BA Statistiken zur Verfügung. Die abhängige Variable ist die Beschäftigungsentwicklung in einer bestimmten Branche eines ostdeutschen Kreises. Die exogenen Determinanten bilden u.a. die Branchenstruktur und -konzentration, das regionale Qualifikations- und Lohnniveau. Somit können branchen- und regionalspezifische Einflüsse gesondert kontrolliert werden.

Der Ansatz umgeht durch die Auswahl der Erfolgsvariablen das Problem der Endogenität von Maßnahmeausgaben und Arbeitsmarktlage, da nach der Verteilungsformel für die Mittel der Arbeitsmarktpolitik die Beschäftigungsentwicklung kaum eine Wirkung auf den Mitteleinsatz ausübt. Neben ABM/SAM werden auch die Ausgaben für Weiterbildung (FbW) als unabhängige Variablen integriert.

Die Resultate zeigen für die Arbeitsmarktpolitik nicht signifikante Effekte im Falle von ABM/SAM, während bei FbW ein signifikanter positiver Einfluss sichtbar wird. Weiterbildung unterstützt demnach die regionale Beschäftigungsentwicklung, Erwerbchancen steigen durch die Anpassung der beruflichen Qualifikationen an die Arbeitsnachfrage. Der direkte Kapazitätseffekt der Beschäftigung schaffenden Maßnahmen wurde soweit möglich herausgerechnet.

Weiteres Ergebnis der Analysen ist der Nachweis einer heterogenen Beschäftigungsentwicklung in Abhängigkeit von den jeweiligen Branchen und Kreisen. Regionen mit überdurchschnittlich qualifizierten Beschäftigten und mit mittelgroßen Betrieben erzielen relativ günstige Ergebnisse. Hohe Grade von Branchenkonzentrationen wirken sich eher negativ aus. Überdurchschnittliche regionale Löhne haben auf die Beschäftigungsentwicklung nach Branchen differenzierte, aber zumeist negative Wirkungen.

1 Motivation

Die Bundesanstalt für Arbeit steht seit der Wiedervereinigung vor der immensen Aufgabe, zur Stabilisierung des Arbeitsmarktes in den neuen Bundesländern beizutragen. Ein Einbruch in der Beschäftigung in den Jahren nach 1989 und ein folgender tief greifender Strukturwandel stellte hohe Anforderung an die Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik. Zwischen 1990 und 2002 beliefen sich die Ausgaben des Haushalts für die aktive Arbeitsmarktpolitik auf ca. 138 Mrd. Euro (vgl. Bundesanstalt für Arbeit 2002).

Die klassischen Instrumente richten sich seit Mitte der 90er Jahre verstärkt an beschäftigungspolitischen Zielen aus, welche 1997 mit der Einführung des SGB III verankert wurden. Vor allem bis 1996 dominierten die Instrumente „Förderung der beruflichen Weiterbildung“, „Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen“, deren Wirkung auf die Beschäftigung hier in diesem Beitrag untersucht werden sollen. Die regionale Beschäftigungsentwicklung bietet sich als ein geeigneter Erfolgsindikator an. Möglich wären weitere Erfolgsindikatoren, z. B. unter sozialpolitischem Gesichtspunkt oder danach, ob durch die Maßnahmen die regionale Infrastruktur verbessert wird. Derartige weitere Erfolgskriterien wären eine eigene Untersuchung wert.

Ausgangsfrage der hier vorgelegten Untersuchungen ist, inwieweit die „klassischen“ Maßnahmen (ABM/SAM und FbW) über den Zeitraum 1993 bis 2000 die Beschäftigungsentwicklung insgesamt beeinflusst haben. Diese Fragestellung kann am geeignetsten auf einer regionalen Ebene angegangen werden, auf der kausale Effekte des regionalen Einsatzes von Maßnahmen ermittelt werden. Anders formuliert: Zeigen sich in einem stark regionalisierten Ansatz, der für Unterschiede der Wirtschaftsstrukturen und regionalen Standortvorteile kontrolliert, Effekte des Einsatzes der Instrumente auf das Beschäftigtenwachstum?

Gemessen wird das Ergebnis der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen an der Zielgröße „Beschäftigung“ und im Vergleich zu der Situation, die ohne Einwirkung der Maßnahme zustande gekommen wäre. Bei der aggregierten Wirkungsanalyse können die spezifischen Randbedingungen auf regionaler Ebene berücksichtigt werden. Somit können im Gegensatz zu mikroökonomischen Evaluationsstudien auch nicht intendierte bzw. indirekte Wirkungen erfasst werden, die generell sowohl positiv als auch negativ sein können. Der gemessene Effekt gibt die Summe der verschiedenen Teilwirkungen wieder. Aus der Theorie sind folgende Wirkungsketten zu unterscheiden (vgl. z.B. Schmid et al 1997). Der so genannte Verdrängungseffekt bezeichnet eine Situation, in der eine Förderung bestimmter Personengruppen zu Lasten anderer erfolgt, wenn z. B. der Einsatz von ABM in öffentlichen Anlagen die Auftragslage für Gärtnereien verschlechtert, und diese in der Konsequenz Beschäftigung abbauen müssen. Als Substitutionseffekt wird definiert, dass die Subventionierung bestimmter Faktorkosten die Preisrelation zu Alternativen verzerrt und damit die Beschäftigungsnachfrage dort verringert wird.

Als Beispiel für einen positiven indirekten Effekt sei angeführt, dass durch den Maßnahme-induzierten Mittelzufluss zusätzliche Nachfrage in einer Region entsteht, also ein Multiplikatoreffekt auftritt. Dies ist beispielsweise dann der Fall, wenn durch zusätzliches Einkommen der Maßnahmeteilnehmer Nachfrage stimuliert wird, die wiederum eine Ausweitung der regionalen Beschäftigung bewirken kann. Als indirekter Multiplikatoreffekt wird auch bezeichnet, wenn die Attraktivität eines Standortes durch Infrastrukturverbesserung gewinnt, die durch Maßnahmen erzielt wurde.

2 Analyse zur regionalen Beschäftigungsentwicklung

Im folgenden wird der Ansatz der Shift-Share Regression angewendet. Dieses Vorgehen enthält den Grundgedanken der traditionellen Shift-Share-Analyse, geht aber wesentlich über diesen hinaus (vgl. Patterson 1991). Die Grundidee ist, die Beschäftigungsentwicklung in einer regionalen Einheit im Vergleich zu derjenigen Entwicklung der übergeordneten Einheit zu messen. Unterschiedliche Entwicklungen werden dabei größtenteils den verschiedenen regionalen Branchenzusammensetzungen zugeschrieben, die als ursächlich für die regionale Beschäftigungsentwicklung angesehen wird. Die einfache Zerlegung der Gesamtentwicklung erfolgt in Konjunktur- Struktur- und Standortkomponente. Dabei wird die Standortkomponente rechnerisch als Restgröße definiert. Empirische Untersuchungen haben jedoch gezeigt, dass ein großer Teil der Gesamtentwicklung von der Residualgröße Standortkomponente aufgenommen wird. Die Trennung und Quantifizierung der einzelnen Effekte kann also über den traditionellen Ansatz nur bedingt erreicht werden. Die Weiterentwicklung des einfachen Shift-Share-Ansatzes und die Überführung in ein Regressionsmodell räumt die wichtigsten Kritikpunkte aus. Mit dem regressionsanalytischen Analogon ist es möglich, innerhalb eines statistischen Modells neben dem Einfluss der Standorteffekte weitere erklärende Variablen aufzunehmen und die Zufallseinflüsse über die Störgröße abzubilden. Möller/Tassinopoulos (2002) haben diesen Ansatz für Analysen der Beschäftigtenentwicklung der alten Bundesländer eingesetzt.

In einer solchen Regression ist die Branche in der Region im Zeitablauf die Beobachtungseinheit. Man betrachtet das Beschäftigungswachstum eines Wirtschaftszweigs in einer Region von Jahr zu Jahr und schätzt ab, welchen Beitrag verschiedene Kausaleinflüsse zu dieser Entwicklung leisten. Die Tabelle 1 gibt einen Überblick zu den einbezogenen Variablen oder Gruppen von Variablen.

2.1 Festlegung des Modells

Die grundlegende Schätzgleichung für die regionale Beschäftigtenentwicklung wird in Gl. (1) dargestellt. Die abhängige Variable ist die jährliche Wachstumsrate der Beschäftigung N einer Branche i der Region r im Beobachtungsjahr t .

$$\hat{N}_{irt} = \sum_{j=1}^3 \beta_j^Q Q_{jir(t-1)} + \sum_{z=1}^3 \beta_z^B B_{zir(t-1)} + \sum_{m=1}^{27} \beta_m^W X_m \widehat{W}_r(t-1) + \sum_{f=1}^2 \beta_f^F F_{fr(t-1)} + \alpha_i + \lambda_t + \delta_y + \kappa_r + \mu_i (a_{ir,0} - a_{i,0}) + \omega_{irt} \quad (1)$$

mit: $\hat{N}_{irt} = \frac{N_{irt} - N_{ir(t-1)}}{N_{ir(t-1)}}$ (Beschäftigtenwachstum in Jahr t gegenüber dem Vorjahr $t-1$)

$a_{ir,0}$: der Anteil der Beschäftigten des i -ten Wirtschaftszweigs in r zum Ausgangsjahr 1993

$a_{i,0}$: der Anteil der Gesamtbeschäftigung des i -ten Wirtschaftszweigs zum Ausgangsjahr

X_m : eine Interaktionsvariable mit dem Lohn, die eins ist im Wirtschaftszweig m , und Null sonst

Tabelle 1 Modellspezifikation der Analysen zur Beschäftigungsentwicklung

Die Variablen aus Gleichung (1) sind jeweils aufgeführt

Abhängige Variable
Jährliche regionale Beschäftigungsentwicklung in einer Region in einem Wirtschaftszweig
Erklärende Variablen
<i>Wirtschaftszweige</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ 26 Kategorien (fixer Effekt α_i für Wirtschaftszweig i)
<i>Konzentration und Dekonzentration von Wirtschaftszweigen</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ 26 Kategorien (μ_i gibt Konzentrationseffekt des Wirtschaftszweigs i an)
<i>Regionales Lohnniveau (bereinigt, wird separat geschätzt, vgl. folgenden Abschnitt)</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ deflationiertes Einkommen aus sozialversicherungspfl. Beschäftigung pro Tag ▪ Wirkung auf einzelne Wirtschaftszweige
<i>Qualifikationsniveau</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ Jeweils als Abweichung des Anteils an der regionalen Beschäftigung vom Wirtschaftszweigtypischen Wert ▪ 3 Kategorien j bestimmter Qualifikationsstufen (Q_{jirt}): nicht formal qualifiziert, qualifiziert, mit Hochschulbildung;
<i>Betriebsgrößenklasse</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ jeweils als Anteilswert an der Beschäftigung, die in Betrieben einer bestimmten Größenklasse z arbeiten (B_{zirt}) ▪ 3 Kategorien
<i>Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ jeweils in € bezogen auf die regionale Beschäftigung bezogen auf das Vorjahr ($F_{irt(t-1)}$) ▪ 2 Kategorien (ABM+SAM, Bildungsmaßnahmen FbW)
<i>Gebietstyp</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ 9 Kategorien nach Klassifikation BBR ▪ δ_y Effekt des Gebietstyps y
<i>Regionseffekte</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ für 112 (ohne Berlin) Kreise, kontrollieren für sonst ‚unerklärte‘ Unterschiede zwischen den Regionen ▪ κ_r Effekt der Region r
<i>Jahreseffekte</i>
<ul style="list-style-type: none"> ▪ für 8 Jahre (1993-2000) ▪ λ_t fixer Effekt für Jahr t

Bei der Schätzung des ökonometrischen Modells ist zunächst zu beachten, dass es sich bei der endogenen Variable um eine Wachstumsrate handelt. Der Durchschnitt von Wachstumsraten ist jedoch nicht der Wert für das Wachstum der übergeordneten Einheit. Neben diesem inhaltlichen Problem tritt das technische Problem der Heteroskedastie auf. Bei nur schwach besetz-

ten Branchen in einer Region führen absolut gesehen kleine Beschäftigungsveränderungen zu erheblichen Sprüngen in den Wachstumsraten. Bei großen Einheiten ist die Wachstumsrate zumeist nahe Null. Um hier aus technischen wie aus inhaltlichen Gründen zu einer Lösung zu gelangen, wird auf eine gewichtete Kleinst-Quadrate-Schätzung zurückgegriffen, wobei als Gewichte (g_{ir}) in Anlehnung an Möller und Tassinopoulos (2000) der Anteil eines Wirtschaftszweigs in einer Region an der Gesamtbeschäftigung in Ostdeutschland verwendet wird.

Diesem Vorgehen liegt die Annahme zugrunde, dass sich die Streuung der Wachstumsrate umgekehrt proportional zur Wurzel aus $g_{irt} = N_{irt} / N_t$ verhält.

$$Var(\varepsilon'\varepsilon) = \sigma^2 \Omega \quad \text{wobei} \quad \Omega = \text{diag}(1/\sqrt{g_{irt}}) \quad (2)$$

Die zweite methodische Besonderheit liegt in der Behandlung der Dummy-Variablen. Üblich ist, dass bei jedem Set von Dummies eine Variable ausgeschlossen wird, um das ansonsten entstehende Problem perfekter Multikollinearität zu vermeiden. Die Koeffizienten der Dummyvariablen messen dann den Abstand der betreffenden Einheit von dieser Referenzkategorie und sind dadurch nur schwer zu interpretieren. Ein verbreitetes und nach Krueger und Summers (1988) häufig angewendetes Verfahren ist eine Umnormierung der Koeffizienten, so dass diese den Abstand vom Stichprobenmittelwert messen. Allerdings passen dann die Standardfehler der Koeffizienten nicht mehr zu den umgerechneten Werten. Aus diesem Grund wurde von Haisken-DeNew und Schmidt (1997, vgl. zuvor schon Möller 1995) eine Methode vorgeschlagen, auch die Standardfehler umzurechnen.

Um dieses aufwendige Verfahrens zu vermeiden, wird hier eine ‚elegantere‘ Methode verwendet. Anstatt die mit einem Set von Dummies verbundene perfekte Multikollinearität durch Bestimmung einer Basiskategorie zu vermeiden, wird hier die Strategie gewählt, eine Schätzung unter identifizierenden Restriktionen durchzuführen. Die Summe der gewichteten Effekte wird jeweils auf Null gesetzt. Die Nebenbedingungen für die Kreis- und Wirtschaftszweigdummies lauten:

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} g_{ir} \kappa_r = 0 \quad (3)$$

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} g_{ir} \alpha_i = 0 \quad (4)$$

Als Gewichte dienen hierbei die Anteile in der Mitte des Beobachtungszeitraums d. h. im Jahr 1996. Vorteil des Verfahrens ist, dass die geschätzten Koeffizienten für Kreis- und Branchendummies direkt als Abweichung vom ostdeutschen Mittelwert interpretiert werden können. Ein Problem mit den Standardfehlern der Koeffizienten, das eine Umrechnung erfordern würde, entsteht nicht.

Es erscheint anschaulicher, wenn die κ_{ry} so zentriert werden, dass sie um Null schwanken.

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} \tau_j g_{ir} \kappa_r = 0 \quad \text{wobei} \quad \tau_j = 1 \quad \text{für} \quad \text{Kreistyp}_r = y \quad \text{und} \quad \tau_j = 0 \quad \text{sonst} \quad (5)$$

Die Bedingung (5) ist jeweils separat für alle 9 Kreistypen definiert. Ebenso werden die Gebietstypen selbst zentriert.

$$\sum_{y=1}^9 g_y \delta_y = 0 \quad (6)$$

Großer Vorteil des hier dargestellten Shift-Share-Regressionsmodells ist, dass zu den bisher beschriebenen noch weitere Variablen aufgenommen werden können, die aus theoretischen Gründen bedeutsam sind. Die Humankapitalstruktur- und Betriebsgrößenstruktur werden als Anteilswerte in das Modell aufgenommen. Diese addieren sich zu eins, weshalb wiederum exakte Multikollinearität vorliegt. Auch dieses Problem wird mit Hilfe von Nebenbedingungen gelöst:

$$\sum_{j=1}^3 \beta_j^Q = 0 \quad (7)$$

$$\sum_{z=1}^3 \beta_j^B = 0 \quad (8)$$

Das System der 13 Nebenbedingungen kann wie folgt geschrieben werden:

$$\mathbf{R}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{q} \quad \text{wobei} \quad \mathbf{q} = (0\ 0\ 0 \dots 0\ 0\ 0)'$$

Der Vektor $\boldsymbol{\beta}$ ist der zu schätzende Koeffizientenvektor. Die Designmatrix \mathbf{R} besitzt $112+27+9+3+3=144$ Spalten und 9 Zeilen. Die Langrange-Formulierung führt zu folgender Schätzgleichung:

$$\begin{pmatrix} \hat{\boldsymbol{\beta}} \\ \hat{\boldsymbol{\lambda}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{R}' \\ \mathbf{R} & \mathbf{0} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{q} \end{pmatrix} = \mathbf{W}^{-1}\mathbf{v} \quad (10)$$

Da die Anzahl der Spalten der Matrix \mathbf{R} die Anzahl der Zeilen übersteigt, d.h. das Modell vollständig identifizierbar ist, nehmen die Langrange-Multiplikatoren $\boldsymbol{\lambda}$ den Schätzwert 0 an. Der Argumentation von Greene und Seaks (1991) folgend, lässt sich die Varianz-Kovarianzmatrix des geschätzten Koeffizientenvektors $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ vereinfachend darstellen als Produkt aus Störgrößenvarianz σ^2 , und dem oberen linken Block der Inversen der Matrix \mathbf{W} .

Wir sehen also, dass zur Schätzung des Modells – wie beschrieben – eine gewichtete und restringierte Kleinstquadratmethode erforderlich ist. Da keine Regressionskonstante aufgenommen wird, steht das übliche Bestimmtheitsmaß nicht zur Verfügung. In den nicht restringierten Schätzungen, die den gewählten Ansatz so nahe wie möglich reproduzieren, wird ein

Bestimmtheitsmaß von 39 % erreicht. Dieser Wert entspricht ungefähr dem von Möller & Tassinopoulos (2000), wobei jene eine längere Zeitreihe und drei mal so viel Regionen, aber weniger Variablen zur Verfügung hatten.

2.2 Vorgeschalte separate Schätzung des regionalen Lohnniveaus

Gerade in Ostdeutschland zeigen sich nicht zu vernachlässigende Unterschiede in den regionalen Lohnniveaus, obwohl die Tariflohnverhandlungen überwiegend zentral für Branchen stattfinden. Theoretische Überlegungen und empirische Befunde sprechen dafür, dass das regionale Lohnniveau Auswirkungen auf die Beschäftigungsentwicklung hat. Deshalb ist eine Aufnahme des Lohnniveaus unter die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung von Bedeutung. Für empirische Analysen ist es jedoch häufig nicht sinnvoll, einfach das Niveau der Löhne zu verwenden, da dieses von der Wirtschaftsstruktur und weiteren Faktoren abhängt. Um regionale Unterschiede in bezug auf die Lohnkosten der Firmen zu ermitteln, werden die Unterschiede der Wirtschaftsstruktur in einem eigenen Schätzansatz „herausgerechnet“. Die regionalen Effekte werden für jedes Jahr separat geschätzt werden.

Von besonderer Bedeutung ist der Parameter κ_r den spezifischen Kreiseffekt des Lohnes angibt, also inwieweit der Lohn in Kreis r vom Durchschnittslohn in Ostdeutschland abweicht. Um die Parameter als Abweichung vom Durchschnitt darzustellen, wird erneut eine restringierte Regression mit Gewichtung verwendet. Als Gewichte gehen die jeweiligen Anteile eines Wirtschaftszweiges in der Region an der Gesamtbeschäftigung im Jahr 1996 ein. Die Restriktionen bewirken eine Normierung der Koeffizienten, so dass die Abstände zum Populationsmittelwert gemessen werden. Dazu wird die Summe der gewichteten Effekte jeweils auf Null gesetzt. Die endogene Variable bildete das logarithmierte branchenspezifische Pro-Kopf-Einkommen einer Region von Vollzeitbeschäftigten ohne die Auszubildenden. Analog zu einer erweiterten klassischen Mincer (1974)- Lohngleichung auf individueller Ebene wird für Humankapitalausstattung, Betriebsgrößenstruktur, Alter der Beschäftigten und Frauenanteil kontrolliert. Zusätzlich gehen Industriedummies, Kreisdummies und der siedlungsstrukturelle Regionstyp in die Regression ein. Dies führt zu folgender Spezifikation:

$$\ln W_{irt} = \beta_t + \sum_{j=1}^3 \beta_j^Q Q_{jir(t-1)} + \sum_{z=1}^3 \beta_z^B B_{zir(t-1)} + \beta^M M_{irt} + \beta^A A_{irt} + \alpha_i + \delta_y + \kappa_r + \omega_{irt} \quad (11)$$

(mit den Restriktionen (3) bis (8); vgl. Kap. 2.1)

Tabelle 2 Modellspezifikation der Lohnanalyse

Die Variablen aus Gleichung (11) sind jeweils aufgeführt

Abhängige Variable
<i>Kalendertägliches Einkommen</i> aus sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung („Tageslohn“), mit dem Preisindex für Ostdeutschland deflationiert und logarithmiert ($\ln W_{irt}$)
Erklärende Variablen
<i>Wirtschaftszweige</i> ▪ 27 Kategorien (fixer Effekt α_i für Wirtschaftszweig i)
<i>Qualifikationsniveau</i> ▪ Jeweils als Anteil an der Beschäftigung in einer Beobachtung irt ▪ 3 Kategorien j bestimmter Qualifikationsstufen (Q_{jirt}): ▪ nicht formal qualifiziert, qualifiziert, mit Hochschulbildung
<i>Betriebsgrößenklasse</i> ▪ jeweils als Anteilswert an der Beschäftigung, die in Betrieben einer bestimmten Größenklasse z arbeitet (B_{zirt}) ▪ 3 Kategorien
<i>Anteil der Männer</i> an den Beschäftigten (M_{irt})
<i>Durchschnittsalter</i> der Beschäftigten (A_{irt})
<i>Gebietstyp</i> ▪ 9 Kategorien nach Klassifikation BBR ▪ δ_y Effekt des Gebietstyps y
<i>Regionseffekte</i> ▪ für 112 Kreise, kontrollieren für spezifische Kreiseffekte ▪ (κ_r Effekt der Region r)
<i>Jahreseffekte</i> ▪ für 8 Jahre, geben unterschiedliche Einflüsse des jeweiligen Jahres an ▪ (λ_t fixer Effekt für Jahr t)

Dabei ist \widehat{W}_{ir} der spezielle Regionseffekt, der in die Schätzgleichung für die Beschäftigungsentwicklung (siehe Gl. (1)) einzubeziehen ist. Die Restriktionen für die Gebietstypen werden identisch zu Restriktion (5) (in Kap. 2.1) definiert als:

$$\sum_{r=1}^{112} \sum_{i=1}^{27} \tau_j \widehat{W}_{ir} = 0 \quad \text{wobei} \quad \tau_j = 1 \quad \text{für} \quad \text{Kreistyp } r = y \quad \text{und} \quad \tau_j = 0 \quad \text{sonst} \quad (12)$$

Damit geben die geschätzten Kreiseffekte die Abweichung vom Durchschnittswert für den jeweiligen Regionstyp an. Auf die Ergebnisse, der Jahr für Jahr durchgeführten Lohnschätz-

zungen, braucht hier nicht im einzelnen eingegangen werden, da diese nicht für sich selbst von Interesse sind.

3 Wichtigste Determinanten der für die regionale Entwicklung

3.1 Branchenstruktur

Die nachfolgende Tabelle 3 zeigt einen Teil der Ergebnisse der flächendeckenden ökonomischen Analysen. Insgesamt können 26 Wirtschaftszweige mit den sehr detailliert vorliegenden Daten der Beschäftigtenstatistik unterschieden werden. Der öffentliche Dienst wurde wegen mehreren Besonderheiten ausgeschlossen. Die ersten vier Spalten zeigen die Anteile der jeweiligen Wirtschaftszweige an der Gesamtbeschäftigung und deren Entwicklung. Vergleichswerte für den Westen sollen als Referenz dienen. Der geschätzte Koeffizient (Spalte 5) beschreibt die jährliche Veränderungsrate des jeweiligen Wirtschaftsbereiches, d. h. den Erwartungswert für die Entwicklung der Beschäftigung in einem Wirtschaftszweig. Der Koeffizient gibt an, mit welcher Rate eine Branche jeweils schrumpfen oder wachsen würde, wenn alle anderen Variablen Durchschnittswerte aufweisen würden.

Tabelle 3 (Spalte 4) zeigt, dass die Entwicklung innerhalb der Wirtschaftszweige enorme Schwankungen aufweist. Die Entwicklung in Ostdeutschland lief auf einen Deindustrialisierungsprozeß hinaus: der Anteil des Verarbeitenden Gewerbes/ Bergbau an der gesamten sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung betrug 1999 nur noch 19,6 % (im Vergleich 32,2 % in den alten Bundesländern).

Die vorletzte Spalte der Tabelle (5) enthält die Ergebnisse der Schätzungen aus den Shift-Share Regressionen. Die Regressionskoeffizienten wurden mit 100 multipliziert, um eine Analogie zu den in Prozent angegebenen Wachstumsraten herzustellen. Die Regressionskoeffizienten zeigen den Effekt, der – um die Wirkung anderer Variablen bereinigt – direkt den einzelnen Branchen zugerechnet werden kann.

Der Einbruch der chemischen Industrie wird besonders deutlich, da hier eine bereinigte jährliche Schrumpfrate von 12,4 % (Spalte 5) erreicht wird. Diese Rate übertrifft die unbereinigte Entwicklung erheblich. Der bereinigte Wert aus der Regression ist höher, weil andere Faktoren dem Abstieg entgegenwirkten. U. a. wurde in Regionen, in denen die chemische Industrie stark konzentriert war, mit erheblichen Fördermitteln gegengesteuert und der negative Trend teilweise abgefedert bzw. verzögert.

Die Ergebnisse für Wirtschaftszweige zeigen die Bedeutung der Branchenstrukturen für das Wachstum der Regionen, in denen sie verortet sind. Die Entwicklung einzelner Wirtschaftszweige verlief gegenläufig, dadurch wurden die Regionen, in denen sie jeweils lokalisiert waren, in hohem Grade mitgezogen. Die Schrumpfung des Verarbeitenden Gewerbes setzte sich auch nach der eigentlichen Transformationsphase der Wirtschaft der neuen Länder fort. Demgegenüber expandieren die Dienstleistungen. Damit erweist sich die Branchenstruktur als entscheidende Determinante und damit prägend für den Erfolg der Regionen.

Eine genauere Betrachtung der Ergebnisse für Wirtschaftszweige ergibt, dass die schrumpfenden Bereiche vor allem für überregionale Märkte produzieren. Dies ist überwiegend im

Verarbeitenden Gewerbe der Fall, wo Güter häufig weltweit transportiert werden (vgl. die Ergebnisse der DIW Umfrage in Ostdeutschland für das Jahr 1999 im Fortschrittsbericht 2002: 149f.). Die Firmen dieser Branchen aus den neuen Bundesländern waren nach der Vereinigung den Anforderungen des Weltmarktes ausgesetzt worden, oft konnten sie der Konkurrenz nicht standhalten. Dies erklärt zum Teil die festgestellten Schrumpfungsprozesse.

Dienstleistungen werden hingegen häufig für einen lokalen Markt hergestellt. Gerade in den neuen Ländern ist der Anteil der Firmen, die sich hier überregional orientieren, immer noch sehr gering. Da der lokale Markt in den neunziger Jahren stark aufgrund der Transfers gewachsen ist, sind Beschäftigungsimpulse eher von den Wirtschaftszweigen ausgegangen, die sich auf dieses Marktsegment konzentrieren.

Tabelle 3 Ergebnisse für einzelne Wirtschaftszweige

Quellen für die Spalten (1) bis (4): Beschäftigtenstatistik nach PALLAS-Reg

		%- Anteil Bestand 1993 West- deutshl.	%- Anteil Bestand 1993 Ost	%- Anteil Bestand 2001 Ost	Ent- wicklung der Be- schäfti- gung 93- 2001 Ost (%)	geschätz- ter Koeffizient (*100, ent- spricht %) 93-01	geschätzter Konzentra- tionseffekt
		1	2	3	4	5	6
1	Land- und Forstwirtschaft	1,0	3,6	3,3	-14,3	-10,4***	-1,079***
2	Energie und Bergbau	1,8	3,0	1,7	-46,6	-10,7***	-0,615***
3	Chemische Industrie	2,6	1,2	0,7	-47,5	-12,4***	-0,632***
4	Gummi- und Kunststoff	1,8	0,5	0,8	30,1	9,8***	2,218
5	Steine und Erden	0,9	0,9	0,9	-3,4	0,7	0,654
6	Glasgewerbe u. Keramik	0,6	0,5	0,4	-22,1	0,9	-1,245
7	Metallerzeugung und – verarbeitung	3,4	2,2	2,4	-1,7	0,5	-0,753***
8	Maschinenbau	4,4	2,5	1,7	-38,4	-7,3***	-1,309***
9	Fahrzeugbau	5,2	2,2	2,5	4,9	5,9***	0,367
10	DV, Elektrotechnik, Feinme- chanik, Optik	7,2	3,5	3,1	-18,8	-4,3***	-0,543***
11	Schmuck, Sportgeräte, Spiel- waren, sonst. Erzeugnisse	0,2	0,1	0,1	-12,3	-8,8	1,268
12	Holzgewerbe	1,9	1,3	1,4	3,0	2,3	1,095
13	Papier und Druckgewerbe	1,8	0,5	0,6	-4,6	2,6	0,180
14	Leder und Textilgewerbe	1,8	1,1	0,8	-30,6	-1,1	0,373
15	Ernährungsgewerbe und Tabak- verarbeitung	3,1	2,5	2,6	-3,8	-3,0**	2,200***
2-15	Verarbeitendes Gewerbe/ Bergbau	36,6	22,1	19,6	-17,8		
16	Baugewerbe	7,6	13,7	13,3	-10,3	2,7*	0,035
17	Handel	14,4	10,3	11,3	2,2	-5,2***	-0,677***
18	Verkehr und Nachrichten	5,0	7,8	6,2	-26,4	-2,7***	-0,177
19	Kredit- u. Versicherungsgew.	4,2	1,9	2,1	1,3	-0,6*	2,067
20	Gastgewerbe	2,4	2,1	2,9	26,8	5,5***	0,632
21	Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen	8,7	7,1	9,4	23,9	3,6***	-0,414**
22	Unternehmensbezogene DL, Immobilien	6,5	6,2	9,1	35,0	7,5***	-0,213**
23	Erziehung u. Unterricht	3,1	5,7	7,6	25,2	2,4***	-0,908***
24	Freizeitbezogene Dienstleist.	1,2	0,9	1,0	0,6	5,6***	0,505
25	Haushaltsbezogene DL	1,0	0,9	1,1	8,3	6,2***	-0,454
26	Weitere gesellschaftsbez. DL	2,1	2,5	3,6	34,6	3,0***	-5,6***
17-26	Dienstleistungen	48,6	45,4	54,4	10,9		
27	Gebietskörperschaften, Sozial- versicherung	6,2	15,2	9,4	-42,7		
1-27	Gesamt	100	100	100	-7,5		

*** auf dem 1-%, ** auf dem 5-%, * auf dem 10-%-Niveau signifikant.

Die hier erhaltenen Ergebnisse stimmen mit den Resultaten im Fortschrittsbericht (2002: 133) überein. Dort werden Regressionen für die Industriedichte und die Beschäftigungsentwicklung (gemäß Beschäftigtenstatistik zwischen 1997 und 2000) nach Arbeitsmarktregionen durchgeführt. Auch hier zeigt sich eine positive Korrelation.

Die gefundenen Ergebnisse sind sowohl mit der traditionellen Export-Basis-Theorie im Einklang wie auch mit den neuen Arbeiten der Economic Geography im Anschluss an Krugman (1991). In letzteren hängt die Entwicklung von Regionen stark vom Marktpotential ab, welches eine Region an sich ziehen kann. Dazu verwendet Krugman in seinen einfacheren Modellen die regionale Bevölkerung als Index. Sind jedoch die Transportkosten entsprechend niedrig und die Güter entsprechend spezialisiert, kann die lokale Produktion von einer weltweiten Nachfrage profitieren.

3.2 Einfluss der Qualifikationsstruktur

Die Qualifikationsstruktur wurde in den Shift-Share Regressionen als Abweichung der Arbeitskräftestruktur von der branchentypischen Zusammensetzung gemessen. Für die nicht formal qualifizierten Personen ergibt sich ein hochsignifikanter Koeffizient von 0,13, während der entsprechende Parameter für die Beschäftigten mit mittlerer beruflicher Qualifikation insignifikant $-0,0003$ beträgt und für die Hochschulabsolventen hochsignifikant 0,13.

Dort, wo die Arbeitskräfte überdurchschnittlich gut qualifiziert sind, fällt auch das Wachstum der Beschäftigung überdurchschnittlich aus. Der positive Effekt für die Hochschulabsolventen hängt damit zusammen, dass Forschung und Entwicklung vor allem dort lokalisiert sind, wo das Arbeitskräfteangebot gut ausgebildete Erwerbstätige aufweist. Zum anderen werden besser qualifizierte Belegschaften häufig produktiver sein.

Die für den Gesamtzeitraum 1993-2001 erzielten Ergebnisse sind ein Beleg dafür, dass sich die Erwartungen der Theorie des endogenen Wirtschaftswachstums bestätigen, nach denen im Sinne von Lucas 1988 (vgl. auch Romer 1986, Stadler 2003) eine gute Qualifikation der Erwerbstätigen die ‚Maschine‘ ist, die das Wachstum antreibt. In dieser Theorie hat jenseits dem auf der persönlichen Ebene wirkenden Humankapital eine in einer Region feststellbare gute Qualifikationsstruktur einen positiven externen Effekt auf das Wachstum, weil sie das ‚Klima‘ für Produktivitätssteigerungen verbessert. Im vorliegenden Fall wird anders als in der Theorie des endogenen Wachstums nicht die Produktivitäts- sondern die Beschäftigungsentwicklung betrachtet. Immerhin kann eine Verbindung gerade unter den stark ungleichgewichtigen Arbeitsmärkten Ostdeutschlands hergestellt werden, in denen eine höhere Produktivität des Arbeitseinsatzes unter bestimmten Randbedingungen zu höherem Einsatz von Arbeitskräften führen wird.

5 Ergebnisse für die Arbeitsmarktförderung

Im Rahmen des sogenannten Eingliederungstitel wurden von der Bundesanstalt für Arbeit an der Wende zum 21. Jahrhundert jährlich ca. 14 Mrd. DM in Ostdeutschland verausgabt, die vor allem in Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) und Maßnahmen beruflicher Weiterbildung (FbW) flossen. Derzeit wird die Wirksamkeit derartiger Maßnahmen in der Öffentlichkeit intensiv diskutiert. Eine Reihe von Evaluationsstudien mit Individualdaten wurde veröffentlicht. Aggregatdatenanalysen, die zumeist die Veränderung der Arbeitslosigkeit oder eine Variante davon als Kriterium verwenden, sind eher seltener (vgl. z. B. Schmid 1999, Hujer, Blien, Caliendo, Zeiss 2002 und den Überblick in Hagen, Steiner 2000).

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der Shift-Share Regressionen zur Arbeitsmarktförderung vorgestellt. Der vorliegende Ansatz konzentriert sich auf die Beschäftigungsentwicklung in Regionen und unterscheidet sich dadurch von bisherigen Arbeiten, die eine Evaluation der Instrumente verschiedener Politikbereiche durch Beobachtung individueller Akteure (Arbeitskräfte, Betriebe) erreichen wollen.

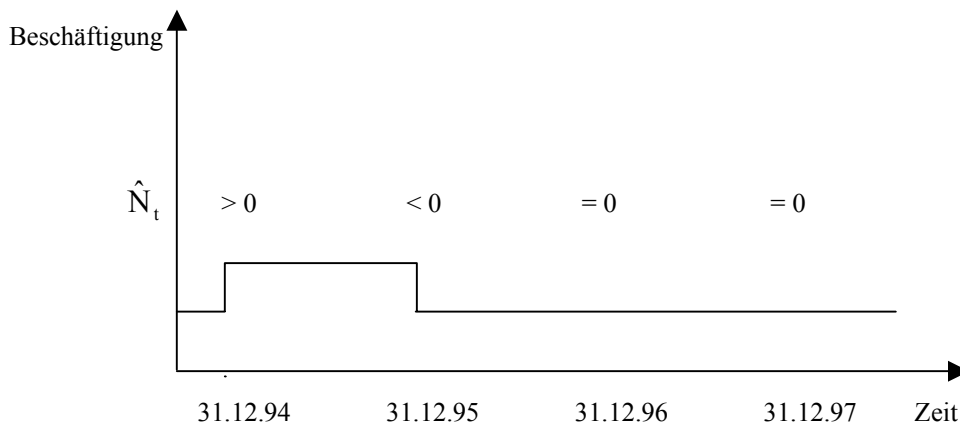
Der hier verwendete Ansatz bezieht auch indirekte Effekte der Förderung mit ein. Negative indirekte Wirkungen können durch die Verdrängung von regulärer Beschäftigung durch Maßnahmeteilnehmer auftreten. Positive indirekte Effekte bestehen u. a. in den Kreislaufwirkungen der Maßnahmen, da den Maßnahmeteilnehmern mehr Geld für Ausgaben auf Gütermärkten zur Verfügung steht und die Beschäftigung dadurch wachsen kann.

Die räumliche Verteilung der Maßnahmen wird hier in Tausend Euro verausgabter Mittel pro Beschäftigten einer Region gemessen. Insgesamt waren von der Bundesanstalt für Arbeit von 1993 bis einschließlich 2001 37,115 Mrd. € für ABM & SAM und 11,138 Mrd. € für Bildungsmaßnahmen ausgegeben worden. Die Aufwendungen für Bildung werden in den Regressionen ohne Unterhaltsgeld angesetzt, um die reine Investitionsseite zu erfassen.

Die Förderung ist nicht auf einzelne Wirtschaftszweige bezogen, sondern umgerechnet auf die Beschäftigten in den jeweiligen Kreisen (in Tausend Euro, Umrechnungskurs zu DM 1,95583). Die Förderung ist gegenüber der Beschäftigungsentwicklung um ein halbes Jahr verschoben, da diese für 1994 die Veränderung zwischen dem 30.6.1993 und dem 30.6.1994 misst, während sich die Förderung auf die Zeit zwischen dem 1.1.1993 und dem 31.12.1993 bezieht. Auf diese Weise wird berücksichtigt, dass die Wirkung der Förderung auf die Beschäftigung mit zeitlicher Verzögerung auftritt.

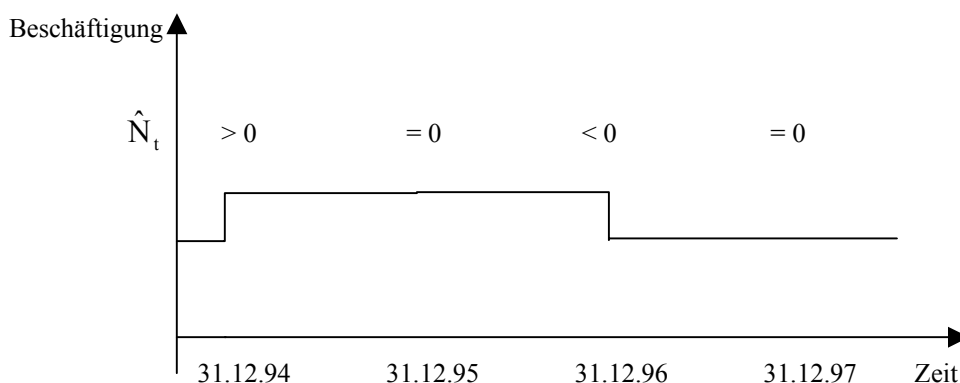
Der Einbezug der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen sollte adäquat erfolgen. Eine positive Korrelation der ABM-Mittelansätze mit der Beschäftigungsentwicklung erscheint auf den ersten Blick trivial. ABM ist schließlich direkt beschäftigungsfördernd. Eine Tautologie wird jedoch dadurch vermieden, dass auf der linken Seite der Schätzgleichung die Beschäftigungsentwicklung angesetzt wurde und nicht das absolute Niveau. Außerdem wird die Beschäftigungsveränderung zwischen dem 30. 6. eines Jahres und dem 30. 6. des Folgejahres gemessen, während sich der Mittelfluss auf den Zeitraum zwischen dem 1. 1. und dem 31. 12. des ersten Jahres bezieht.

Abbildung 1: Negative Korrelation zwischen Kapazitätseffekt von Arbeitsmarktpolitik und verzögerter Wachstumsrate der Beschäftigung bei einem einperiodigen Impuls



Die Konsequenz dieser Konstruktion ist, dass ein direkter Niveaueffekt der Maßnahmen nur negativ mit der verzögerten Beschäftigungsentwicklung korreliert sein kann. Zur Demonstration (vgl. Abbildung 1) nehmen wir zunächst einen Impuls von der Dauer eines Jahres an: Ein Mittelzufluss, der eine Beschäftigungserhöhung durch ABM um 10 % bewirkt, soll in einem Kreis x im Budgetjahr 1995 (d. h. vom 1. 1. 1995 bis zum 31. 12. 95) wirksam gewesen sein, während im Folge- und im Vorjahr keine Mittel für arbeitsmarktpolitische Maßnahmen verausgabt wurden. Und nehmen wir weiter an, dass sich die zusätzliche Beschäftigung gleichmäßig über das Jahre 1995 verteilt. Dann fällt ceteris paribus die Beschäftigung vom 30. 6. 1995 bis zum 30. 6. 1996 um 10 %. Der durch die arbeitsmarktpolitische Maßnahme gesetzte Impuls auf das Niveau und die verzögerte Entwicklung sind invers miteinander verknüpft. Ist die Verteilung der Mittelverausgabung zeitlich korreliert, wird der Effekte abgeschwächt und gestreckt, bleibt aber negativ. Zur Demonstration (vgl. Abbildung 2) sei ein zweijähriger Impuls angenommen: 1996 sollen Mittel in der Höhe von 1995 in den Kreis x fließen. Die Beschäftigung ändert sich also zwischen 1995 und 1996 nicht. Dann ist die Korrelation zwischen der Maßnahme 1995 und der Entwicklung vom 30. 6. 1995 bis zum 30. 6. 1996 gerade Null. Zwischen der Maßnahme 1996 und der Entwicklung vom 30. 6. 1996 bis zum 30. 6. 1997 ist die Korrelation wiederum negativ).

Abbildung 2: Abgeschwächte negative Korrelation zwischen Kapazitätseffekt von Arbeitsmarktpolitik und verzögerter Wachstumsrate der Beschäftigung bei einem zweiperiodigen Impuls



Eine positive Korrelation zwischen dem direkten Niveaueffekt der Maßnahmen und dem Beschäftigungswachstum wäre nur möglich, wenn die Mittelverausgabung im Zeitablauf ansteigen würde. Eine Analyse der zeitlichen Entwicklung zeigt jedoch, dass dies nicht der Fall ist, im Gegenteil, das Niveau des Jahres 1999 beträgt nur ungefähr 76 % des Niveaus des Jahres 1993.

Der direkte Niveaueffekt der Maßnahmen ist für eine sozialpolitische Bewertung der Maßnahmen und auch für die Aufstellung von Arbeitsmarktbilanzen durchaus von Bedeutung. Im Vordergrund unserer Analyse steht jedoch die Auswirkung der Maßnahmen auf die generelle Beschäftigungsentwicklung. Aus diesem Grund wird eine Konstruktion für die Analysen gewählt, bei der dieser ausgeschlossen werden kann. Zur Ausblendung des Niveaueffekts werden hier die bereits für die vorstehenden Abschnitte zu Grunde gelegten Regressionen verwendet, bei denen der Wirtschaftszweig Gebietskörperschaften aus der Datenbasis ausgeschlossen wurde. Es ist bekannt, dass ABM zu über 90 % im öffentlichen Dienst abläuft, auch SAM ist überwiegend hier lokalisiert. In Regressionen, die den öffentlichen Dienst mit einbeziehen und den negativen Niveaueffekt demgemäß nicht ausschließen, sind die Koeffizienten der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen klein und nicht signifikant, u. a. deshalb, da der positive Effekt auf die generelle Beschäftigungsentwicklung und der negative Niveaueffekt im öffentlichen Dienst sich gegenseitig neutralisieren. (Dies ist allerdings nicht die vollständige Erklärung der insignifikanten Ergebnisse, die man erhält, wenn der öffentliche Dienst und Berlin einbezogen werden, da FbW keinen direkten Kapazitätseffekt kennt. Es gab aber genug andere Gründe, den öffentlichen Dienst auszuschließen.)

Der Effekt der Förderung ist ABM/SAM ist bezogen auf den Zeitraum 1993 bis 2001 nicht signifikant mit einem Wert von $-0,003$. In einer früheren Untersuchung ergab sich für 1993 bis 1999 ein positiver signifikanter Effekt (vgl. Blien et al. 2003). Für FbW ergibt sich ein positiv signifikanter Effekt (0,19). Rechnerisch ist eine Erhöhung der Ausgaben um 1000 €

pro Beschäftigten mit einem zusätzlichen regionalen Beschäftigungswachstum von 0,19% verbunden. Der positive Effekt kann als Wirkung einer Investition interpretiert werden. Durch Weiterbildung wird die Anpassung des lokalen Arbeitskräftepotentials an den Bedarf verbessert. Derartige Investitionen in produktive Fähigkeiten spielen insbesondere in der Transformation einer Ökonomie eine wichtige Rolle. Während der ersten Hälfte der neunziger Jahre befand sich Ostdeutschland in einem Transformationsprozess, in dem Arbeitskräfte zum Teil noch für marktwirtschaftliche Verhältnisse qualifiziert werden mussten.

Der hier gewählte Untersuchungsansatz ist geeignet, indirekte Effekte der verschiedenen arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen abzubilden. Solche indirekte Wirkungen treten auf, wenn durch die Maßnahmen spezielle Engpässe auf den lokalen Arbeitsmärkten beseitigt werden. In den neuen Bundesländern lag die typische Situation vor, in der ein punktueller Arbeitskräftemangel mit einer allgemeinen Arbeitsplatzknappheit zusammentrifft. Wird der Engpass durch gezielte Umqualifizierungen beseitigt, kann daraus die Einstellung weiterer Arbeitskräfte folgen, so dass sich die Beschäftigungslage generell verbessert. In bestimmtem Grade können also Weiterbildungsmaßnahmen auch bei Fachkräftemangel Abhilfe schaffen.

Weiterhin können Bildungsmaßnahmen den gesamten Humankapitalbestand der Region erhöhen. Wie die Theorie des endogenen Wirtschaftswachstums betont, kann dadurch ein „externer Effekt“ entstehen, der das lokale Produktivitätswachstum beschleunigt. Der externe Effekt beruht darauf, dass sich das Klima der gesamten Region für Innovation und Produktivitätsfortschritt verbessert.

Außerdem umfassen die indirekten Wirkungen Kreislaufeffekte, die dadurch ausgelöst werden, dass die Maßnahmen unter anderem das Einkommen der Maßnahmeteilnehmer erhöhen und damit die lokale Gütermarktnachfrage und schließlich die Beschäftigung steigern. Auf diese Weise wird das Marktpotential der Region erweitert, was wiederum die Ansiedlung anderer Firmen attraktiver macht.

Wichtig ist, dass auch negative Maßnahmewirkungen auftreten können, die in die umgekehrte Richtung weisen. Hierzu gehören Substitutionseffekte, wenn Maßnahmeteilnehmer andere Arbeitskräfte verdrängen. Im vorliegenden Fall wurden allerdings Belege dafür gefunden, dass im Falle von Bildungsmaßnahmen die positiven Effekte stärker sind.

Positive Beschäftigungswirkungen von ABM/SAM konnten für den gesamten Zeitraum 1993 bis 2001 nicht nachgewiesen werden. Offenbar sind solche Effekte für Teilzeiträume nicht durchschlagend auf die Beschäftigtenentwicklung, wenn der gesamte Zeitraum 1993-2001 betrachtet wird. Dennoch wurden bei ABM zum Teil Investitionen in Infrastruktur vorgenommen, indem Altlasten beseitigt werden und die Lebensqualität einzelner Regionen verbessert wird, also die ‚weichen‘ Standortfaktoren verbessert werden. Außerdem fließen zusätzliche Mittel in eine Region, die dort zumindest kurzfristig nachfragewirksam werden.

Arbeitsbeschaffungs- und Strukturanpassungsmaßnahmen sind dort zweckmäßig, wo es darauf ankommt, die individuellen Arbeitsfähigkeit aufrecht zu erhalten und gegebenenfalls durch Übung und Routine bei der Arbeit zu verbessern. Viele Maßnahmen in Ostdeutschland dienten zudem der Verbesserung der lokalen Produktionsbedingungen, z. B. durch die Beseitigung von Altlasten, und damit zu besseren Perspektiven als Unternehmensstandorte.

Eine generelle Einschränkung zur Interpretation der Ergebnisse besteht darin, dass ar-

beitsmarktpolitische Maßnahmen eine wirtschaftliche Entwicklung nur flankieren können, diese jedoch nicht von selbst anstoßen. Dies ist eine wichtige Beschränkung, der die hier diskutierten Instrumente unterliegen, insofern dürfen die beschriebenen positiven Wirkungen nicht überschätzt werden. Eine nachhaltige Besserung auf dem Arbeitsmarkt bedarf eines selbst tragenden Aufschwungs der ostdeutschen Wirtschaft und kann von den arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen nur unterstützt werden.

Die in der hier dargestellten Untersuchung erhaltenen Effekte sind die Summe aus allen direkten und indirekten Wirkungen. Indirekte Wirkungen der Arbeitsmarktpolitik können nur in Analysen mit aggregierten (z. B. regionalen) Daten nachgewiesen werden. Darauf könnte zurückzuführen sein, dass in verschiedenen Evaluationsstudien, die überwiegend mit Individualdaten durchgeführt wurden, die Arbeitsmarktpolitik als nicht sehr wirksam dargestellt wurde.

Auch Regionalanalysen, die nicht die Beschäftigungsentwicklung als Erfolgskriterium der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen verwendeten, sondern die Höhe der Arbeitslosigkeit oder den Abgang aus Arbeitslosigkeit, zeigten allenfalls kleine positive Effekte (vgl. generell für einen Überblick zur Evaluation der Arbeitsmarktpolitik Fitzenberger, Speckesser (2000) und weitere Beiträge in MittAB 2000, Heft 3). Eine Untersuchung von Hujer, Blien, Caliendo und Zeiss (2002) findet für Ostdeutschland nur insignifikant negative Effekte der Arbeitsmarktpolitik in einem Ansatz, der eine erweiterte Beveridgekurve verwendet.

Der Grund für den Unterschied zu den hier festgestellten Ergebnissen ist möglicherweise, dass in derartigen Ansätzen das Endogenitätsproblem der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen nur schwer lösbar ist. Die Maßnahmen werden vor allem dort durchgeführt, wo die Arbeitslosigkeit hoch ist: Maßnahmen und Arbeitslosigkeit sind positiv miteinander korreliert. Dies kann verdecken, dass Maßnahmen die Arbeitslosigkeit tendenziell senken, was eine negative Korrelation implizieren würde. Selbst mit modernsten ökonometrischen Methoden, die u. a. die Schätzung von Instrumentalvariablen einschließen, ist das beschriebene Problem nur schwer lösbar. In der vorliegenden Analyse wurde es weitgehend ausgeschaltet, weil die Beschäftigungsentwicklung das „Erfolgskriterium“ für den Einsatz der Arbeitsmarktpolitik darstellt und nicht direkt die Reduzierung der Arbeitslosigkeit. Zur Zeit können jedoch über die verschiedenen Wirkungskanäle der Arbeitsmarktpolitik und über die Art, wie sie sich in verschiedenen Untersuchungsansätzen feststellen lassen, nur unzureichende Angaben gemacht werden. Weitere Analysen mit verbesserter Datenbasis sind nötig.

Eine oft erhobene wirtschaftspolitische Forderung betrifft die Abstimmung verschiedener Fördermaßnahmen. Es erscheint einleuchtend, dass die regionalen Schwerpunkte der aktiven Arbeitsmarktpolitik und der Investitionsförderung aufeinander abgestimmt werden sollten, um Synergieeffekte zu nutzen und die Ausnutzung der Mittel zu optimieren.

Abschließend ist anzumerken, dass im Rahmen der hier referierten Studie keine Abschätzung der Effizienz der untersuchten Fördermaßnahmen möglich ist, da Kosten und Ertrag der Förderung nicht verglichen werden können. Dies ist u. a. auf Beschränkungen in der Datenbasis zurückzuführen. Dieser Bereich wäre für Effizienzbeurteilungen jedoch ebenfalls erforderlich.

Tabelle A1: Ergebnisse der Shift-Share-Regressionsanalysen

Datenbasis: Beschäftigtenstatistik (Quartalsmaterial) 1993-01 aus PALLAS-Reg

Restriktionen für Sets von Dummyvariablen, Schätzung ohne Regressionskonstante.

Der zu den jeweiligen Koeffizienten gehörige t-Wert zeigt die Signifikanz an
(ein t-Wert absolut größer als 1,96 bedeutet Signifikanz auf dem 5-% Niveau)

Unabhängige Variablen	Koeffi- zienten	t-Wert
Anzahl der Fälle	23.126	
Jahr 93	0,0606	33,28
Jahr 94	0,0488	27,00
Jahr 95	0,0080	4,41
Jahr 96	-0,0117	-6,5
Jahr 97	-0,0028	-1,54
Jahr 98	0,0103	5,92
Jahr 99	-0,0527	-16,83
Jahr 2000	-0,0604	-19,69
Wirtschaftszweige		
Land- und Forstwirtschaft	-0,1045	-10,17
Energiewirtschaft und Bergbau	-0,1070	-15,00
Chemische Industrie	-0,1237	-8,53
Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,0978	3,23
Steine und Erde	0,0074	0,27
Glasgewerbe und Keramik	0,0093	0,36
Metallerzeugung und -verarbeitung	0,0047	0,40
Maschinenbau	-0,0737	-7,68
Fahrzeugbau	0,0591	5,49
EDV, Elektrotechnik, Feinmechanik	0,0432	6,75
Musikinstr., Sportgeräte, Spielwaren & sonstige Erz.	0,0230	0,32
Holzgewerbe	0,0255	0,95
Papier und Druckgewerbe	0,0115	0,38
Leder- und Textilgewerbe	-0,0305	-1,75
Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	0,0273	1,81
Baugewerbe	-0,0520	-19,27
Handel	-0,0271	-8,26
Verkehr- und Nachrichten	-0,0062	-1,54
Kredit- und Versicherungsgewerbe	0,0559	6,16
Gastgewerbe	0,0364	3,68
Gesundheits- und Sozialwesen	0,0751	19,01
Grundstücks- Wohnungsw., U-bez. Dienste	0,0245	8,72
Erziehung und Unterricht	0,0568	14,87
Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,0620	4,78
Hhbez. Dienstleistungen	0,0361	1,17
Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	0,0303	4,66
Gebietskörperschaften und Sozialvers.	--	
Landkreise und kreisfreie Städte		
12051 Brandenburg an der Havel, Stadt	-0,0238	-2,09
12052 Cottbus, Stadt	0,0110	1,88
12053 Frankfurt (Oder), Stadt	0,0076	0,78
12054 Potsdam, Stadt	0,0292	5,79
12060 Kreis Barnim	-0,0069	-0,98
12061 Kreis Dahme-Spreewald	0,0305	4,45
12062 Kreis Elbe-Elster	-0,0233	-2,72
12063 Kreis Havelland	-0,0014	-0,15
12064 Kreis Maerkisch-Oderland	-0,0005	-0,08
12065 Kreis Oberhavel	-0,0007	-0,11
12066 Kreis Oberspreewald-Lausitz	0,0059	0,84
12067 Kreis Oder-Spree	-0,0051	-0,82
12068 Kreis Ostprignitz-Ruppin	-0,0015	-0,15
12069 Kreis Potsdam-Mittelmark	0,0048	0,87
12070 Kreis Prignitz	-0,0118	-0,99
12071 Kreis Spree-Neisse	-0,0346	-5,35
12072 Kreis Teltow-Flaeming	0,0059	0,79
12073 Kreis Uckermark	-0,0080	-1,03
13001 Greifswald, Hansestadt	-0,0105	-0,83

Unabhängige Variablen	Koeffizienten	t-Wert
13002 Neubrandenburg, Stadt	0,0093	1,06
13003 Rostock, Hansestadt	-0,0200	-5,63
13004 Schwerin, Landeshauptstadt	-0,0046	-0,70
13005 Stralsund, Hansestadt	0,0040	0,33
13006 Wismar, Hansestadt	0,0331	1,81
13051 Kreis Bad Doberan	0,0332	3,37
13052 Kreis Demmin	-0,0020	-0,17
13053 Kreis Guestrow	-0,0133	-1,32
13054 Kreis Ludwigslust	0,0215	2,34
13055 Kreis Mecklenburg-Strelitz	-0,0022	-0,17
13056 Kreis Mueritz	0,0062	0,40
13057 Kreis Nordvorpommern	0,0041	0,38
13058 Kreis Nordwestmecklenburg	0,0169	1,48
13059 Kreis Ostvorpommern	-0,0016	-0,15
13060 Kreis Parchim	0,0132	1,17
13061 Kreis Ruegen	-0,0034	-0,24
13062 Kreis Uecker-Randow	-0,0029	-0,22
14161 Chemnitz, Stadt	-0,0124	-4,89
14166 Plauen, Stadt	0,0060	0,47
14167 Zwickau, Stadt	0,0250	3,83
14171 Kreis Annaberg	0,0052	0,40
14173 Kreis Chemnitzer Land	-0,0041	-0,71
14177 Kreis Freiberg	-0,0081	-1,10
14178 Vogtlandkreis	-0,0049	-0,85
14181 Mittlerer Erzgebirgskreis	0,0040	0,31
14182 Kreis Mittweida	-0,0039	-0,45
14188 Kreis Stollberg	0,0073	0,71
14191 Kreis Aue-Schwarzenberg	-0,0188	-2,18
14193 Kreis Zwickauer Land	-0,0115	-1,22
14262 Dresden, Stadt	0,0077	5,13
14263 Goerlitz, Stadt	-0,0052	-0,35
14264 Hoyerswerda, Stadt	-0,0552	-3,25
14272 Kreis Bautzen	-0,0011	-0,16
14280 Kreis Meissen	0,0108	1,59
14284 Niederschles. Oberlausitzkreis	0,0160	1,42
14285 Kreis Riesa-Grossenhain	-0,0019	-0,22
14286 Kreis Loebau-Zittau	-0,0015	-0,20
14287 Kreis Saechsische Schweiz	-0,0090	-1,23
14290 Weisseritzkreis	0,0185	2,04
14292 Kreis Kamenz	0,0043	0,57
14365 Leipzig, Stadt	-0,0089	-5,51
14374 Kreis Delitzsch	-0,0002	-0,03
14375 Kreis Doebeln	-0,0017	-0,12
14379 Kreis Leipziger Land	-0,0083	-1,34
14383 Muldentalkreis	-0,0217	-2,47
14389 Kreis Torgau-Oschatz	-0,0011	-0,10
15101 Dessau, Stadt	0,0142	1,36
15151 Kreis Anhalt-Zerbst	0,0026	0,16
15153 Kreis Bernburg	-0,0050	-0,32
15154 Kreis Bitterfeld	-0,0489	-5,80
15159 Kreis Koethen	0,0039	0,19
15171 Kreis Wittenberg	-0,0080	-0,91
15202 Halle (Saale), Stadt	-0,0119	-3,99
15256 Burgenlandkreis	-0,0168	-2,13
15260 Kreis Mansfelder Land	-0,0032	-0,30
15261 Kreis Merseburg-Querfurt	-0,0053	-0,77
15265 Saalkreis	0,0418	3,12
15266 Kreis Sangerhausen	-0,0088	-0,52
15268 Kreis Weissenfels	0,0168	1,08
15303 Magdeburg, Landeshauptstadt	0,0010	0,35
15352 Kreis Aschersleben-Stassfurt	0,0070	0,63
15355 Boerdekreis	0,0125	0,80
15357 Kreis Halberstadt	-0,0011	-0,08
15358 Kreis Jerichower Land	0,0124	1,10
15362 Ohrekreis	0,0393	3,61
15363 Kreis Stendal	-0,0091	-1,12

Unabhängige Variablen	Koeffizienten	t-Wert
15364 Kreis Quedlinburg	-0,0102	-0,67
15367 Kreis Schoenebeck	0,0280	1,85
15369 Kreis Wernigerode	0,0076	0,62
15370 Altmarkkreis Salzwedel	0,0022	0,18
16051 Erfurt, Stadt	0,0073	2,31
16052 Gera, Stadt	-0,0146	-2,04
16053 Jena, Stadt	0,0243	3,55
16054 Suhl, Stadt	0,0005	0,03
16055 Weimar, Stadt	0,0050	0,37
16056 Eisenach, Stadt	0,0333	2,34
16061 Kreis Eichsfeld	0,0106	0,95
16062 Kreis Nordhausen	-0,0015	-0,15
16063 Wartburgkreis	0,0215	2,30
16064 Unstrut-Hainich-Kreis	-0,0090	-0,99
16065 Kyffhauserkreis	-0,0127	-0,97
16066 Kreis Schmalkalden-Meiningen	-0,0096	-1,26
16067 Kreis Gotha	0,0033	0,46
16068 Kreis Soemmerda	0,0058	0,36
16069 Kreis Hildburghausen	0,0164	0,89
16070 Ilm-Kreis	0,0027	0,26
16071 Kreis Weimarer Land	0,0341	2,68
16072 Kreis Sonneberg	0,0182	0,92
16073 Kreis Saalfeld-Rudolstadt	-0,0224	-2,52
16074 Saale-Holzland-Kreis	0,0018	0,15
16075 Saale-Orla-Kreis	0,0043	0,39
16076 Kreis Greiz	-0,0090	-1,07
16077 Kreis Altenburger Land	-0,0178	-1,65
Kreistypen		
Kernstädte in Regionen mit gr. Verdichtungsräumen	-0,0076	-3,86
Hochverdichtete Kreise i.R.m.gr. Verdichtungsraum.	0,0057	0,80
Verdichtete Kreise i.R. m. gr. Verdichtungsräumen	-0,0015	-0,54
Ländliche Kreise i.R. m. gr. Verdichtungsräumen	0,0099	4,75
Kernstädte in Regionen mit Verdichtungsansätzen	0,0000	-0,01
Verdichtete Kreise i.R. mit Verdichtungsansätzen	-0,0017	-0,80
Ländliche Kreise i.R. mit Verdichtungsansätzen	0,0020	0,87
Verdichtete Kreise in ländlichen Regionen	-0,0013	-0,46
Ländliche Kreise in ländlichen Regionen	-0,0004	-0,17
Qualifikation		
Nicht formal qualifizierte Beschäftigte	-0,0026	-10,10
Beruflich qualifizierte Beschäftigte	-0,0003	-6,20
Hochqualifizierte Beschäftigte	0,0030	11,76
Betriebsgröße		
Betriebsgröße 1-19	0,0016	0,18
Betriebsgröße 20-99	0,1069	12,40
Betriebsgröße ab 100	-0,1085	-26,81
Konzentrationseffekte		
Konz_Land- und Forstwirtschaft	0,1572	2,91
Konz_Energiewirtschaft und Bergbau	0,0098	5,18
Konz_Chemische Industrie	0,0064	3,03
Konz_Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	-0,4221	-1,90
Konz_Steine und Erde	-0,5604	-1,64
Konz_Glasgewerbe und Keramik	-0,0186	-0,43
Konz_Metallerzeugung und -verarbeitung	-0,0204	-0,82
Konz_Maschinenbau	0,0358	1,38
Konz_Fahrzeugbau	-0,1264	-4,80
Konz_DV, Elektrotechnik, Feinmechanik	-0,0804	-5,93
Konz_Schmuck, Musikinstrumente, Sportgeräte, Spielwaren und sonstigen Erz.	-0,0629	-0,68
Konz_Holzgewerbe	-0,7068	-2,42
Konz_Papier und Druckgewerbe	-0,1261	-0,61
Konz_Leder- und Textilgewerbe	-0,0515	-1,67
Konz_Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	-0,5230	-2,68
Konz_Baugewerbe	-0,1302	-4,63

Unabhängige Variablen	Koeffizienten	t-Wert
Konz_Handel	0,0066	0,32
Konz_Verkehr- und Nachrichten	-0,0071	-0,69
Konz_Kredit- und Versicherungsgewerbe	-0,4410	-3,31
Konz_Gastgewerbe	-0,1055	-3,01
Konz_Gesundheits- und Sozialwesen	-0,1664	-3,18
Konz_Grundstücks- Wohnungsw., U-bez. Dienste	-0,0094	-1,76
Konz_Erziehung und Unterricht	-0,0343	-2,35
Konz_Freizeitbezogene Dienstleistungen	-0,1047	-1,42
Konz_Hhbez. Dienstleistungen	-2,9349	-1,32
Konz>Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	0,0189	0,30
Konz_Gebietskörperschaften und Sozialvers. Förderung	--	--
ABM+SAM pro Beschäftigten Tsd €	-0,0033	-0,79
FbW ohne UHG pro Besch. in Tsd €	0,1888	9,30
Interaktionseffekt von Wirtschaftszweig und Lohnniveau		
EK_Land- und Forstwirtschaft	0,2957	1,26
EK_Energiewirtschaft und Bergbau	0,8970	4,82
EK_Chemische Industrie	-0,0044	-0,01
EK_Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,4464	0,44
EK_Steine und Erde	-0,1750	-0,21
EK_Glasgewerbe und Keramik	1,6940	1,50
EK_Metallerzeugung und -verarbeitung	-0,0193	-0,05
EK_Maschinenbau	-0,5541	-1,51
EK_Fahrzeugbau	-0,9884	-3,43
EK_DV, Elektrotechnik, Feinmechanik	0,0257	0,13
EK_Schmuck, Musikinstrumente, Sportgeräte, Spielwaren und sonstigen Erz.	0,6439	0,30
EK_Holzgewerbe	0,0220	0,04
EK_Papier und Druckgewerbe	-0,2667	-0,22
EK_Leder- und Textilgewerbe	0,0550	0,11
EK_Ernährungsgewerbe und Tabakverarbeitung	-0,4745	-1,49
EK_Baugewerbe	-0,2981	-5,10
EK_Handel	-0,1904	-2,35
EK_Verkehr- und Nachrichten	-0,3248	-2,96
EK_Kredit- und Versicherungsgewerbe	-0,0568	-0,16
EK_Gastgewerbe	-0,0403	-0,13
EK_Gesundheits- und Sozialwesen	0,0693	0,72
EK_Grundstücks- Wohnungsw., U-bez. Dienste	0,4198	4,35
EK_Erziehung und Unterricht	-0,1297	-1,22
EK_Freizeitbezogene Dienstleistungen	0,2111	0,33
EK_Hhbez. Dienstleistungen	0,9444	1,12
EK>Weitere gesellschaftsbez. Dienstleistungen	-0,0377	-0,18
EK_Gebietskörperschaften und Sozialvers.	--	-

Tabelle A2: Regionale Sektorstruktur (Anteil an der Gesamtbeschäftigung und Entwicklung jeweils in %)

Region	Landwirtschaft			Verarbeitendes Gewerbe			Baugewerbe			Dienstleistungsgewerbe			Gebietskörpersch. & Sozialvers.		
	Anteil	Anteil	Entw.	Anteil	Anteil	Entw.	Anteil	Anteil	Entw.	Anteil	Anteil	Entw.	Anteil	Anteil	Entw.
	1993	1999	1993/1999	1993	1999	1993/1999	1993	1999	1993/1999	1993	1999	1993/1999	1993	1999	1993/1999
Prignitz	10,20	7,58	-31,68	13,72	18,19	21,79	11,95	13,86	6,61	47,49	50,82	-1,66	16,63	9,55	-47,25
Ludwigslust	9,93	6,61	-28,36	22,08	23,00	12,19	15,53	15,50	7,51	40,75	45,58	20,42	11,72	9,30	-14,52
Nordwestmecklenburg	13,54	7,66	-35,15	15,95	19,49	40,13	19,70	19,32	12,45	35,96	43,49	38,68	14,84	10,03	-22,52
Boerdekreis	7,62	6,21	-17,05	19,13	22,91	21,94	17,27	14,32	-15,64	38,60	47,02	24,00	17,38	9,54	-44,13
Halberstadt	4,06	4,54	8,70	21,75	14,93	-33,23	12,48	11,41	-11,02	45,28	58,48	25,62	16,43	10,64	-36,98
Ohrekreis	5,92	4,22	-18,02	25,40	28,92	30,95	14,00	14,29	17,41	35,39	43,90	42,64	19,29	8,67	-48,30
Wernigerode	4,65	3,71	-30,17	24,08	21,97	-20,10	14,26	13,50	-17,07	39,83	51,43	13,10	17,17	9,39	-52,11
Altmarkkreis-Salzwedel	11,31	7,11	-33,27	17,65	17,82	7,17	14,79	14,12	1,29	35,79	48,09	42,54	20,46	12,85	-33,33
Eichsfeld	4,06	3,22	-14,00	28,24	28,44	9,30	16,08	14,65	-1,12	34,44	45,56	43,58	17,18	8,14	-48,58
Nordhausen	2,96	2,46	-20,35	19,33	19,34	-3,92	16,51	16,06	-6,61	48,53	54,22	7,29	12,65	7,92	-39,90
Wartburgkreis	5,49	3,88	-24,31	35,50	35,79	8,04	14,47	14,47	7,20	28,98	38,60	42,72	15,55	7,26	49,97
Schmalkalden-Meiningen	4,52	4,09	-7,78	27,12	29,16	9,55	16,26	13,49	-15,44	38,30	45,06	19,87	13,81	8,20	-39,49
Hildburghausen	7,96	4,85	-35,05	30,09	31,86	12,76	13,49	12,90	1,85	31,40	41,22	39,78	16,98	9,16	-42,52
Sonneberg	2,90	1,87	-36,38	39,30	39,04	-2,34	12,13	12,27	-0,52	30,02	39,09	28,03	15,66	7,71	-51,60
Saalfeld-Rudolstadt	3,97	3,19	-25,87	32,46	27,61	-21,64	13,27	13,38	-7,08	38,34	46,70	12,23	11,96	9,11	-29,84
Saale-Orla-Kreis	7,90	7,20	-3,37	30,24	32,86	15,23	16,64	13,26	-15,54	33,29	41,04	30,74	11,93	5,64	-49,82
Neue Bundesländer	3,62	3,35	-14,36	22,18	19,64	-17,82	13,70	13,34	-10,38	45,59	54,57	10,96	15,28	9,47	-42,76

Quelle: Eigene Darstellung nach Beschäftigtenstatistik der BA in PALLAS-Reg.

Literatur

- Blien, U., Maierhofer, E., Vollkommer, D., Wolf, K. (2003): Einflussfaktoren der Entwicklung ostdeutscher Regionenn: Theorie, Daten Deskriptionen und quantitative Analyse in: Uwe Blien (Hrsg.) Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg: Bundesanstalt für Arbeit.
- Bundesanstalt für Arbeit (2003): Aufbau Ost – Der Beitrag der Bundesanstalt für Arbeit 1990 bis 2002, Nürnberg.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, New York, London.
- Fitzenberger, B./ Speckesser, S. (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick, *MittAB* 3, 357-370.
- Fortschrittsbericht wirtschaftswissenschaftlicher Institute über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland (2002), www.iab.de/graue/papiere/grauepapiere.htm.
- Fujita, M., Krugman, P. Venables, A. J. (1999): *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge (Mass.), London: MIT Press.
- Haisken-DeNew, John P./Schmidt, Christoph M. (1997) Inter-industry and inter-region differentials: Mechanics and interpretation. In: *the Review of Economics and Statistics* 79/3; 516-521.
- Hagen, Tobias; Steiner, Viktor (2000): *Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit*, Baden-Baden: Nomos.
- Hujer, R./ Blien, U./ Caliendo, M. Zeiss, C. (2002): *Macroeconometric Evaluation of Active Labour Market Policies in Germany. A Dynamic Panel Approach Using Regional Data*, IZA Discussion Paper 616.
- Krugman, Paul (1991): *Geography and Trade*, Cambridge (Mass.) etc.: MIT Press.
- Möller, Joachim; Tassinopoulos, Alexandros (2000): Zunehmende Spezialisierung oder Strukturkonvergenz? Eine Analyse der sektoralen Beschäftigungsentwicklung auf regionaler Ebene, in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 20/1: 1-38.
- Patterson, M. G. (1991): A Note on the Formulation of the Full-Analogue Regression Model of the Shift-Share Method, *Journal of Regional Science* 31/2: 211-216.
- Ragnitz, Joachim et al. (2001): *Produktivitätsunterschiede und Konvergenz von Wirtschaftsräumen: Das Beispiel der neuen Länder*, Halle (Saale): IWH.
- Schmid Günther, Schömann Klaus, Schütz Holger (1997): *Evaluierung der Arbeitsmarktpolitik*, WZB Discussion Paper FS I 97-2004.
- Schmid, Günther; Mosely, Hugh; Hilbert, Christoph; Schütz, Holger (1999): Zur Effektivität aktiver Arbeitsmarktpolitik, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 32/4: 547-563.
- Lucas, R.E. (1988): On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.
- Romer, P.M. (1986): Increasing Returns and Long-run Growth, *Journal of Political Economy* 94/5, 1038-2002.
- Stadler, M. (2003): *Innovation and Growth: The Role of Labor-force Qualification: Innovation und Qualifikation*. Forschungstreffen Iphofen, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (in Vorbereitung).