

Fertig, Michael; Kluge, Jochen; Schmidt, Christoph M.

## Article

# Die makroökonomische Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik: eine Panelanalyse auf Ebene regionaler Arbeitsmärkte

Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research

## Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

*Suggested Citation:* Fertig, Michael; Kluge, Jochen; Schmidt, Christoph M. (2006) : Die makroökonomische Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik: eine Panelanalyse auf Ebene regionaler Arbeitsmärkte, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research, ISSN 2510-5027, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg, Vol. 39, Iss. 3/4, pp. 575-601

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158649>

### Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

### Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Die makroökonomische Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik – eine Panelanalyse auf Ebene regionaler Arbeitsmärkte\*

Michael Fertig, Jochen Kluge, Christoph M. Schmidt\*\*

Dieser Beitrag untersucht die kausale Wirkung des regional unterschiedlichen Einsatzes arbeitsmarktpolitischer Instrumente mit Hilfe von Daten für 176 Agenturbezirke für den Zeitraum 2000–2004. Dies umfasst auch eine Analyse der Veränderungen, die durch die Hartz-Reformen hinsichtlich der Effektivität des Instrumenteneinsatzes ausgelöst wurden. Als Ergebnisgröße dienen Stromgrößen des Arbeitsmarktes, die auf Ebene eigens hierfür konstruierter 91 regionaler Arbeitsmärkte analysiert werden. Informationen aus einer Befragung aller Arbeitsagenturen werden zur Begründung der Identifikationsstrategie für die Ermittlung des kausalen Effekts des Politikeinsatzes herangezogen. Die Schätzergebnisse eines *fixed effects*-Panelmodells legen den Schluss nahe, dass nur wenige Maßnahme(gruppe)n einen signifikanten Effekt auf die Nettoaustritte aus der (Langzeit-)Arbeitslosigkeit haben und für die Wirkung des Politikeinsatzes kaum Unterschiede für die Zeit vor und nach den Hartz-Reformen existieren.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Konzeptioneller Analyserahmen
  - 2.1 Das Analysemodell
  - 2.2 Konstruktion der regionalen Arbeitsmärkte
- 3 Der regionale Einsatz der Arbeitsmarktpolitik
- 4 Empirische Ergebnisse zur Wirkung des Instrumenteneinsatzes
- 5 Fazit

Literatur

Anhang

\* Der Beitrag wurde Dezember 2006 von der/dem betreuenden Herausgeber/in zur Publikation freigegeben.  
\*\* Die Autoren sind Thomas K. Bauer und zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare, Karl-Heinz Herlitschke für seine Hilfe beim Aufbau des Datensatzes sowie Claudia Lohkamp für ihre Unterstützung bei der Erstellung des Manuskripts zu Dank verpflichtet. Der überwiegende Teil der in diesem Artikel dargestellten Forschungsergebnisse wurde im Rahmen des Projekts „Evaluation der Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission – Arbeitspaket 1: Verbesserung der beschäftigungspolitischen Rahmenbedingungen und Makrowirkungen der aktiven Arbeitsmarktpolitik“ im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales (BMAS) erstellt. Ergebnisinterpretation und Schlussfolgerungen spiegeln allein die Meinung der Autoren wider, nicht etwa jene des BMAS.

## 1 Einleitung

Die aktive Arbeitsmarktpolitik stellt sich – nicht nur in Deutschland – als ein komplexes Bündel einzelner Maßnahmen und der ihnen zugewiesenen Prioritäten dar. Ihr Erfolg hängt daher sowohl von der Güte der eingesetzten Instrumente als auch von deren Zusammenwirken ab, worüber jedoch nur wenige Erkenntnisse vorliegen. Das Ziel einer Evaluation arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen auf der Ebene der Agenturbezirke oder anderer geeigneter Arbeitsmarktregionen muss es daher sein, die Wirkung sowohl der Intensität des Einsatzes der Maßnahmen als auch des „*policy mix*“ aus verschiedenen Maßnahmen umfassend zu ermitteln. Im Hinblick auf die jüngsten Veränderungen der deutschen Arbeitsmarktpolitik muss dabei insbesondere der Einfluss der Veränderungen in der aktiven Arbeitsmarktpolitik, der sich durch die Hartz-Reformen ergibt, möglichst isoliert werden. Ein potenziell wichtiger Quell von Unterschieden in der Leistungsfähigkeit regionaler Arbeitsmärkte und somit ein wichtiger Ansatzpunkt für die Analyse der Wirkung unterschiedlicher Maßnahmenbündel ergibt sich durch die regionale Variation im eingesetzten Instrumentenbündel.

Dieser Beitrag untersucht die kausale Wirkung des regional unterschiedlichen Einsatzes arbeitsmarktpolitischer Instrumente in Deutschland mit Hilfe von Daten für 176 Bezirke der Agentur für Arbeit für den Zeitraum 2000 bis 2004. Als Ergebnisgrößen dienen Stromgrößen des Arbeitsmarkts. Von besonderem Interesse sind die Wirkungen des Instrumentenbündels und der Intensität seines Einsatzes, gemessen in Ausgaben pro Arbeitslosem, auf die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit in die Beschäftigung. Im Mittelpunkt der Diskussion stehen auch die Veränderungen, die während des gewählten Analysezeitraums durch die Hartz-Reformen im Hinblick auf die Wirkung dieser Instrumente ausgelöst wurden. Darüber hinaus wird die Wirkungsanalyse differenziert für Ost- und Westdeutschland durchgeführt, um zu gewährleisten, dass für die neuen Länder nicht auf der Basis dieser Analysen Empfehlungen ausgesprochen werden, die von Wirkungsmechanismen in den alten Ländern dominiert werden und auf die Agenturbezirke im Osten nicht passen.

Ein grundsätzliches Problem für diese Analyse ist, dass derzeit die Prinzipien des Einsatzes und der Steuerung der Arbeitsmarktpolitik auf der Ebene der Agenturbezirke weitgehend unklar sind. Insbesondere ist offen, inwiefern ein unterschiedlicher regionaler „*policy mix*“ unabhängige Variation darstellt, die man analytisch ausnutzen kann, oder in-

wieweit er lediglich die lokale Arbeitsmarktsituation reflektiert. Klärungsbedürftig sind die folgenden konkreten Fragen:

- Welche Bedeutung haben Kennzahlen des Agenturbezirks, wie z.B. Strukturmerkmale, Dauer oder Bewegungen der Arbeitslosigkeit, für den konkreten Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente?
- Welche Bedeutung hat die geschäftspolitische Ausrichtung der Arbeitsagentur, z.B. die Rolle der Bedarfe von Arbeitgeber- und Arbeitnehmerkunden oder die erwartete Wirkung der eingesetzten Instrumente, auf die Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik?
- Welchen Einfluss auf diesen Entscheidungsprozess haben die jeweiligen Regionaldirektionen, d.h. wie groß sind die Handlungsspielräume der lokalen Agenturen bei der Entwicklung und Umsetzung eigener Schwerpunkte sowie bei der Maßnahmeplanung und dem Instrumentenmix?
- Findet eine Zusammenarbeit oder ein Informationsaustausch mit anderen Arbeitsagenturen sowie anderen Akteuren des lokalen Arbeitsmarktes (z.B. Kommunen oder Verbänden) statt?
- Über welche personellen Ressourcen verfügen die Arbeitsagenturen, um die Arbeitsmarktpolitik effektiv umzusetzen, und wie haben sich diese im Zuge des Umstrukturierungsprozesses verändert?

Die Antworten auf diese Fragen haben im Rahmen der Evaluation nicht nur einen entscheidenden Einfluss auf die Wahl einer adäquaten Ergebnisgröße und die Abbildung der Arbeitsmarktpolitik. Sie entscheiden auch darüber, inwieweit die Variation der regional zum Einsatz gebrachten arbeitsmarktpolitischen Instrumente zum direkten Erkenntnisgewinn genutzt werden kann bzw. entsprechende ökonomische Behandlung erfahren muss.

Um Aufschluss über diese Fragen zu erhalten, wurden zunächst alle Arbeitsagenturen mit Hilfe eines Fragebogens befragt. Die Auswertung dieser Befragung im Hinblick auf obige Fragestellungen, die ein weiterer zentraler Baustein dieses Beitrages darstellt, ergab, dass die abgefragten Indikatoren zur geschäftspolitischen Ausrichtung der Agenturen und zur Steuerung der Arbeitsmarktpolitik durchweg positiv miteinander korreliert sind und keinen bzw. nur höchst selten einen systematischen Einfluss auf die konkrete Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik aufweisen. Dies gilt insbesondere für die Bedeutung von Arbeitsmarktbebewegungen und die erwartete Wirkung der Instrumente. Die Befürchtung,

dass die in diesem Beitrag benutzte Abbildung des Politikeinsatzes durch Ausgabenanteile für bestimmte Instrumente endogen sein könnte, weil die Agenturen den Politikeinsatz anhand der benutzten Ergebnisgrößen steuern, erscheint also unbegründet. Darüber hinaus legen die Auswertungen der Agenturbefragung die Schlussfolgerung nahe, dass die konkrete Ausgestaltung des Politikeinsatzes vor Ort sehr stark von individuellen, d. h. agenturspezifischen Faktoren beeinflusst wird. Dies wiederum impliziert, dass ein Modell zur Untersuchung der Wirkung des Politikeinsatzes agenturspezifische Achsenabschnitte (*fixed effects*) enthalten muss, um zeitinvariante agenturspezifische Heterogenität, die mit dem Politikeinsatz und dem Wert der Ergebnisgrößen korreliert sein kann, zu beseitigen.

Aus den insgesamt 176 Agenturbezirken (Berlin ist hierbei zu einem Bezirk zusammengefasst), die für unsere Untersuchungen zunächst als Beobachtungseinheiten zur Verfügung standen, wurden durch ein hierarchisches Clustering 91 regionale Arbeitsmärkte konstruiert. Diese Aggregation auf Basis der Pendlerverflechtungen zwischen den Agenturbezirken dient dem Zweck, räumliche *spill over*-Effekte hinsichtlich des Arbeitsmarktes und der Arbeitsmarktpolitik zu beseitigen. Die Existenz solcher *spill over*-Effekte erschwert die Identifikation des kausalen Effekts des Politikeinsatzes erheblich, da sich die Wirkung einer spezifischen Politikwahl mit der Wirkung der Pendelmöglichkeit überlagern und zu falschen Schlussfolgerungen hinsichtlich des kausalen Effekts arbeitsmarktpolitischer Instrumente führen kann. Mit Hilfe eines Panelmodells mit regionenspezifischen Achsenabschnitten wurde die Wirkung des regional unterschiedlichen Einsatzes der arbeitsmarktpolitischen Instrumente auf verschiedene Indikatoren zu Bewegungen des Arbeitsmarktes untersucht.

Der Politikeinsatz wurde durch die Gesamtausgaben, die Pro-Kopf-Ausgaben und Ausgabenanteile für bestimmte Maßnahmen bzw. Maßnahmegruppen abgebildet. Hierbei wurde eine variable zeitliche Struktur für die Ausgabenanteile gewählt, welche eventuelle Wirkungsverzögerungen der Instrumente aufgrund unterschiedlicher Maßnahmedauern berücksichtigen soll. Alle Politikvariablen wurden mit einer Indikatorvariablen für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen (also 2003 und 2004) interagiert, um Abweichungen in der Wirkung derselben vor und nach den Reformen zuzulassen. Ferner wurden die Politikvariablen mit der Indikatorvariable „Ost“ interagiert, um unterschiedliche Wirkungen des Einsatzes der arbeitsmarktpolitischen Instrumente zwischen Ost- und Westdeutschland zuzulassen. Schließlich wurde bei den Schätzungen um

den Einfluss regionaler ökonomischer Strukturvariablen (z. B. relative Anzahl der Kurzarbeiter als Indikator für die regionale konjunkturelle Lage) kontrolliert.

Die Schätzergebnisse legen den Schluss nahe, dass nur wenige Maßnahmen bzw. Maßnahmegruppen einen signifikanten Effekt auf die Nettoaustritte aus (Langzeit-)Arbeitslosigkeit aufweisen. Viele Maßnahmen beeinflussen die Eintritte in die und die Austritte aus der Arbeitslosigkeit in die gleiche Richtung und entfalten somit keinen signifikanten Effekt auf die Nettoaustritte. Hierbei sind auch nur wenige Unterschiede für den Zeitraum vor und nach den Hartz-Reformen festzustellen. In den seltenen Ausnahmen sind diese allerdings durchweg negativ. Unabhängig von der konkreten Ausgestaltung des *policy mix* haben die Hartz-Reformen zu signifikant höheren Nettoaustritten aus Arbeitslosigkeit, nicht aber aus Langzeitarbeitslosigkeit geführt.

Der Abschnitt 2 des Beitrags diskutiert den konzeptionellen Analyserahmen der durchgeführten Untersuchungen. Zunächst wird das ökonomische Modell vorgestellt, dann wird die Konstruktion regionaler Arbeitsmärkte aus den Agenturbezirken erläutert. Eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der Befragung der Arbeitsagenturen findet sich in Abschnitt 3. Die Schätzergebnisse des *fixed effects*-Panelmodells werden in Abschnitt 4 dargestellt und diskutiert. Abschnitt 5 zieht ein kurzes Fazit.

## 2 Konzeptioneller Analyserahmen

In Deutschland führen Akteure unterschiedlichster Entscheidungsebenen arbeitsmarktpolitische Maßnahmen durch (siehe u. a. Fitzenberger und Speckesser 2000; Schmidt et al. 2001). Das Spektrum der eingesetzten Instrumente ist breit,<sup>1</sup> aber sie fallen mehr oder weniger eindeutig in eine der drei Förderkategorien: (i) Förderung von Humankapital, (ii)

<sup>1</sup> Die meisten in der Literatur bereits vorhandenen Beiträge zur makroökonomischen Wirkung der Arbeitsmarktpolitik konzentrieren sich hierbei auf eine Auswahl an Maßnahmen. Beispielsweise analysieren Steiner et al. (1998) für 1992 bis 1997 bzw. 1994 bis 1997 die Auswirkungen von FbW auf die Matching-Effizienz zwischen Arbeitsangebot und -nachfrage. Pannenberg und Schwarze (1996) schätzen den Effekt von FbW-Maßnahmen auf das regionale Lohnniveau für 1992 bis 1994. Schließlich analysieren Hagen und Steiner (2000) für 1993 bis 1999 die Effekte der Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik auf die Zugänge in bzw. die Abgänge aus Arbeitslosigkeit, aufgeschlüsselt nach kurz-, mittel- und langfristigen Effekten. Blien et al. (2001) analysieren die Effekte von Ausgaben für ABM und SAM sowie FbW (bezogen auf die Beschäftigung) auf das Wachstum der regionalen Beschäftigung.

Beschäftigungsanreize im privaten Sektor und (iii) Beschäftigung im öffentlichen Sektor. Nicht zuletzt aufgrund der zunehmenden Finanzierungsgänge der öffentlichen Haushalte ist das Interesse von Politik und Öffentlichkeit an der Effektivität und der Kosteneffizienz staatlicher Maßnahmen in jüngster Zeit erheblich gewachsen. So hat der Bundestag im Rahmen der Hartz-Gesetze zur Neuordnung des Arbeitsmarkts explizit den Wunsch geäußert, darüber von unabhängiger Seite Aufschluss zu erhalten, ob der Einsatz der Mittel für arbeitsmarktpolitische Maßnahmen tatsächlich seine grundsätzlichen Ziele erreicht (siehe z.B. Fertig et al. 2004).

Die Aufgabe, die Wirkung dieser Maßnahmen verlässlich abzuschätzen, ist angesichts der Fülle der Instrumente, die nicht nur auf verschiedenen Ebenen wirtschaftspolitischen Handelns und in unterschiedlichster Mischung zum Einsatz kommen, sondern sich vermutlich in komplexer Weise wechselseitig ergänzen, alles andere als trivial. Glücklicherweise haben sich vor allem auf der Individualebene die Datenerhebung und der -zugang dramatisch verbessert. Gleichzeitig hat sich auch die statistisch-ökonomische Literatur vor nicht-experimentellen Evaluierung erheblich weiterentwickelt (siehe stellvertretend Heckman et al. 1999 oder Schmidt 1999). Insbesondere wird mittlerweile ohne Zweifel anerkannt, dass die Analyse kausaler Effekte grundsätzlich eine explizite Modellierung der jeweiligen kontrafaktischen, also nicht-beobachtbaren, Situation *ohne* diejenige Maßnahme (dasjenige Maßnahmenbündel) erfordert, deren (dessen) kausaler Effekt untersucht werden soll.

Es ist also die Konstruktion einer angemessenen Vergleichssituation, mit der eine überzeugende Evaluierung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen steht und fällt. Die konzeptionellen Herausforderungen einer Untersuchung der Effektivität der aktiven Arbeitsmarktpolitik auf aggregierter Ebene sind grundsätzlich die gleichen wie auf der Mikroebene (vgl. Fertig et al. 2006; Hagen 2003; Hujer et al. 2002), d.h. es ist auch hier entscheidend, eine überzeugende Antwort auf die kontrafaktische Frage zu finden. Diese lautet in diesem Fall: „Wie hätte sich der Wert einer adäquaten Ergebnisvariablen verändert, wenn die Intensität und die Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik (*policy mix*) in einem Agenturbezirk anders gewesen wären?“ Die Antwort auf diese Frage erfordert die Konstruktion eines beobachtbaren Gegenstücks durch geeignete Identifikationsannahmen (eine Identifikationsstrategie).

Die Ermittlung eines kausalen Effekts der Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik (*policy mix*) erfordert also, dass die beobachteten und eine ganze

Schar von nicht beobachteten Situationen miteinander verglichen werden, die sich nach Möglichkeit voneinander in nichts anderem als dem jeweils eingesetzten *policy mix* unterscheiden. Es ist offensichtlich, dass bei der Konstruktion derartiger Vergleichssituationen typischerweise viele Einflussgrößen gleichzeitig Berücksichtigung finden müssen. Darüber hinaus sind auch mögliche Interdependenzen der Einzelmaßnahmen sowie das Ineinandergreifen des arbeitsmarktpolitischen Instrumenteneinsatzes mit den Veränderungen in den Rahmenbedingungen der Arbeitsmarktpolitik, insbesondere in ihrer Durchführung und Steuerung, angemessen zu berücksichtigen.

## 2.1 Das Analysemodell

Angesichts der begrenzten Anzahl an Beobachtungseinheiten auf aggregierter Ebene sowie der Tatsache, dass die zu untersuchende Politikintervention sich nicht durch eine (oder mehrere) Indikatorvariable(n) abbilden lässt, sondern durch mehrere stetige Variablen approximiert werden muss, scheiden die eher „datenhungrigen“ Identifikationsstrategien wie z.B. Matching-Verfahren als Identifikationsstrategien aus. Als Alternative bietet es sich daher an, als Identifikationsstrategie ein lineares Regressionsmodell zu wählen. Daher unterstellen wir als Identifikationsannahme, dass ein linearer Zusammenhang zwischen der zu erklärenden Variablen  $Y$  und den erklärenden Variablen  $X$  besteht, wobei dieser lineare Zusammenhang für alle denkbaren Konstellationen der erklärenden Variablen gilt, also auch für solche Konstellationen, für die keine Beobachtungen im Datensatz vorliegen.

Somit werden effektiv als „Vergleichsgruppe“ für die Beobachtungseinheit  $i$  jeweils alle anderen Beobachtungseinheiten  $j$  ( $j \neq i$ ) herangezogen. In die Schätzung der Koeffizienten des Regressionsmodells  $\beta$  fließen grundsätzlich alle Beobachtungen der Ergebnisvariablen  $Y$  ein. Insbesondere lassen sich ihre Schätzwerte sowohl beim Kleinste-Quadrate-Ansatz als auch bei einer Schätzung mit Instrumentvariablen als Linearkombinationen aller Ergebnisvariablen ausdrücken. Im Gegensatz zum Vorgehen beim statistischen Matching wird jedoch dabei nicht nach einem oder mehreren statistischen Zwillingen gesucht, um deren Ergebnisse jeweils als faktisches und kontrafaktisches Ergebnis direkt zu vergleichen. Stattdessen werden die mittels des Regressionsmodells ermittelten Koeffizienten mit den Charakteristika  $X$  jeder Beobachtung verknüpft, um eine ganze Schar von kontrafaktischen Vergleichen zu konstruieren: Wie hätte das Ergebnis  $Y$  ausgese-

hen, wenn alle anderen Charakteristika in  $X$  die gleichen geblieben wären, aber eine einzelne erklärende Variable ihren Wert geändert hätte? Die Antwort steckt in den Regressionskoeffizienten  $\beta$ .

Wird ein lineares Regressionsmodell zur Kausalanalyse verwendet, so muss gewährleistet sein, dass die erklärenden Variablen die zu erklärende Größe beeinflussen und *nicht* umgekehrt. Also müssen die erklärenden Variablen, z. B. die Variablen, die den *policy mix* abbilden, *strikt exogen* sein. Im vorliegenden Fall der Arbeitsmarktpolitik besteht jedoch grundsätzlich die Befürchtung, dass der *policy mix* für bestimmte Ergebnisgrößen nicht exogen ist. Mögliche Gründe hierfür sind erstens, dass die Ergebnisgröße für die Steuerung des Politikeinsatzes vor Ort explizit als Indikator herangezogen wird. Dies wäre dann der Fall, wenn die Arbeitsagenturen systematisch den Einsatz eines bestimmten Instruments oder einer bestimmten Instrumentengruppe immer dann forcierten, wenn die Ergebnisgröße sich in eine bestimmte Richtung verändert. So könnten beispielsweise die lokalen Agenturen auf zunehmende Eintritte in die Arbeitslosigkeit aus dem ersten Arbeitsmarkt mit einem verstärkten Einsatz von Qualifizierungsmaßnahmen reagieren. Formal würde diese Rückkopplung im Regressionsmodell dazu führen, dass die Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen und der Ergebnisgröße nicht mehr als Effekte zu interpretieren und die geschätzten Koeffizienten somit ohne (kausale) Aussagekraft sind.

Dieses Problem ist insbesondere dann relevant, wenn die Entscheidungsträger konkrete Erkenntnisse (aber woher?) bzw. Überzeugungen hinsichtlich der Wirkung der verfügbaren Instrumente teilen. Es ist sicherlich auch umso schwerwiegender, je leichter die Ergebnisgröße des Regressionsmodells von den lokalen Agenturen ohne größeren Aufwand selbst im Sinne eines Monitoring regelmäßig und zeitnah erfasst werden kann. Derartige Variablen sind vor allem solche, die ohnehin von den Agenturen regelmäßig veröffentlicht werden, wie z. B. die Arbeitslosenquote oder Verbleibsquoten. Für die von uns als Ergebnisgrößen benutzten Arbeitsmarktbebewegungen, insbesondere Eintritte in die und Austritte aus der (Langzeit-)Arbeitslosigkeit in den bzw. aus dem ersten Arbeitsmarkt, die aus dem vorhandenen Datenmaterial erst explizit berechnet werden müssen, erscheint dieses Problem von vornherein geringer. Dennoch wird es im nächsten Abschnitt im Rahmen der Auswertung der Agenturbefragung explizit berücksichtigt.

Eine zweite mögliche Ursache sind solche unbeobachtbaren – und somit in der empirischen Analyse

notgedrungen unberücksichtigt bleibenden – Unterschiede zwischen den Agenturen, die sowohl mit der Ergebnisgröße als auch mit der Steuerung des Politikeinsatzes vor Ort korreliert sind. Unbeobachtbare Heterogenität zwischen den Agenturbezirken kann sich z. B. durch Unterschiede in der Motivation der Arbeitsvermittler/innen vor Ort oder durch Unterschiede in der Unternehmensnähe der jeweiligen Agenturleitungen ergeben. Es ist nicht unplausibel, dass diese unbeobachtbaren Unterschiede systematisch mit der Wahl des Politikeinsatzes vor Ort korreliert sind. Beispielsweise ist es durchaus denkbar, dass Agenturleitungen mit größerer Unternehmensnähe stärker dazu neigen, vom Instrument direkter Lohnsubventionen Gebrauch zu machen. Dies hätte zur Folge, dass die Variablen, die den Politikeinsatz abbilden, mit dem Störterm des Regressionsmodells korreliert wären, was bei einem herkömmlichen Kleinste-Quadrate-Ansatz wiederum zu systematischen Verzerrungen des geschätzten Einflusses des Politikeinsatzes führen würde.

Sofern sich diese unbeobachtbaren Unterschiede zwischen den Agenturen im Zeitablauf nicht nennenswert verändern, kann dieses Problem durch die Aufnahme von agentur- bzw. regionenspezifischen Konstanten in das Regressionsmodell gelöst werden. Die Berücksichtigung derartiger regionaler *fixed effects* bildet daher ein festes Rückgrat unserer empirischen Arbeit. Für die konkrete Umsetzung wird somit folgendes Panelmodell benutzt: Die Beobachtungseinheiten sind zunächst die  $i = 1, \dots, 176$  Agenturbezirke<sup>2</sup> und in einem anschließenden Schritt dann die aus einer geeigneten Zusammenfassung dieser Bezirke entstehenden Arbeitsmarktregionen. Die Zusammenfassung der Agenturbezirke zu Arbeitsmarktregionen wurde mit Hilfe eines der eigentlichen makroökonomischen Analyse vorgeschalteten räumlichen Filterungsverfahrens auf der Basis von Pendlerverflechtungen durchgeführt. Dieses Verfahren wird detailliert in Abschnitt 2.2 beschrieben.

Für die Agenturbezirke bzw. Arbeitsmarktregionen liegen Daten aus der BA-Statistik für die Jahre  $t = 2000, \dots, 2004$  vor. Als Erfolgsgrößen  $Y$  wurden *Bewegungen* des Arbeitsmarktes benutzt. Konkret handelt es sich um Übertritte aus dem bzw. in den ersten Arbeitsmarkt. Übertritte aus der Arbeitslosigkeit in Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik können hingegen als nicht direkt mit der übergeordneten Zielsetzung der Arbeitsförderung (Wieder-

<sup>2</sup> Berlin wurde aufgrund der sich im Zeitablauf verändernden Verwaltungsgrenzen von Beginn an zu einem Agenturbezirk zusammengefasst.

eingliederung in den ersten Arbeitsmarkt) vereinbar betrachtet werden und werden deshalb nicht als Erfolg gezählt. Zur Wahrung der Vergleichbarkeit über die einzelnen, unterschiedlich großen Agenturbezirke hinweg wurden alle diese Ergebnisvariablen zu den in diesem Agenturbezirk ansässigen Erwerbspersonen in Beziehung gesetzt. Diese wurden aus den BA-Statistikdaten zur regionalen Arbeitslosenquote und dem zugehörigen jahresdurchschnittlichen Bestand an Arbeitslosen berechnet, so dass die Ergebnisgrößen somit *relative* Arbeitsmarktbewegungen darstellen. Die Konzentration der Analyse auf den Wohnort der Betroffenen legt nahe, dass die häufig auftretende Diskrepanz zwischen Wohnort und Ort der Beschäftigung in der Analyse durch eine geeignete Formulierung von Analyseregionen berücksichtigt werden muss.

Diese Arbeitsmarktbewegungen eignen sich als Stromgrößen letztendlich für die Beurteilung des Erfolgs des *policy mix* besser als entsprechende Bestandsgrößen, wie z.B. die Arbeitslosenquote. Dies liegt vor allem daran, dass bei einer Analyse auf aggregierter Ebene auch eventuell auftretende unerwünschte Nebeneffekte der Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik, vor allem mögliche Substitutionseffekte, berücksichtigt werden müssen. Möglicherweise ersetzen durch die Maßnahmen geförderte Arbeitslose ungeforderte Arbeitslose, die in Abwesenheit der Maßnahme von den Unternehmen eingestellt worden wären. Ebenso können unter Umständen beschäftigte Arbeitnehmer/innen durch speziell geförderte Arbeitslose ersetzt werden. Stromgrößen können diese Muster wesentlich besser abbilden als die Arbeitslosenquote, da in letzterer alle eventuell gegenläufigen Effekte in einer Bestandsgröße verwischt werden. Nicht zuletzt kann eine Fluktuation zwischen Arbeitslosigkeit und Beschäftigung auch ohne jegliche Veränderung der Bestandsgröße wohlfahrtstheoretisch positiv gewertet werden.

Die *erklärenden Variablen* des Panelmodells sind: (i) Variablen, die den *policy mix* (erfasst im Vektor  $P$ ) abbilden (Gesamtausgaben und Ausgabenanteile für bestimmte Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik); (ii) Charakteristika der Arbeitsmarktregion ( $R$ ), z.B. die Anzahl der Kurzarbeiter relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen als Indikator für die lokale konjunkturelle Situation; und (iii) ein Indikator  $D$ , der den Zeitraum nach den Hartz-Reformen anzeigt, d.h.

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{für } t = 2003, 2004, \text{ bzw. } t = Q1|03, Q2|03, \dots \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die Subskripte  $i$  und  $t$  indizieren dabei die Regionen bzw. Zeitpunkte. Letztendlich wird das folgende lineare Panelmodell geschätzt:<sup>3</sup>

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_0 D_{it} + \beta_1' R_{it} + \delta_1' P_{it'} + \delta_2' D_{it} \cdot P_{it'} + \varepsilon_{it}$$

Hierbei sind die Skalare  $\alpha_i$  die regionenspezifischen Konstanten (*fixed effects*), die Skalare  $\gamma_t$  die zeitspezifischen Konstanten (*fixed effects*), und der Vektor  $P_{it'}$  bezeichnet die zeitlich verzögerte Abbildung des Politikeinsatzes. Die Wirkung des Politikeinsatzes ergibt sich als ein Vektor marginaler Effekte,

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial P_{it'}} = \delta_1 + D_{it} \cdot \delta_2'$$

Für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen ist dieser ( $\delta_1 + \delta_2$ ), für den Zeitraum davor  $\delta_1$ .

Die Hartz-Reformen lösen mehrere Effekte aus, die von diesem Regressionsmodell in unterschiedlicher Weise erfasst werden. Der direkte Effekt auf die Ergebnisvariable wird durch den Koeffizienten der Indikatorvariable  $D_{it}$  als  $\beta_0$  reflektiert. Hier spiegelt sich z.B. eine erhöhte Leistungsbereitschaft der durch die Reform besonders angesprochenen Arbeitnehmer oder der Mitarbeiter der Arbeitsverwaltung wider. In ähnlicher Weise mag sich durch die Hartz-Reformen die Art und Weise verändern, mit der die von den Agenturbezirken zum Einsatz gebrachten Instrumente  $P_{it'}$  in Ergebnisse umgesetzt werden. Für jedes arbeitsmarktpolitische Instrument gibt der entsprechende Eintrag in  $\delta_2$  wieder, welche zusätzliche Bedeutung es durch die Hartz-Reformen erhalten hat. Somit ergibt sich der gesamte Effekt der Hartz-Reformen für die Region  $i$  als

$$E(Y_{it} | D_{it} = 1, R_{it}, P_{it'}) - E(Y_{it} | D_{it} = 0, R_{it}, P_{it'}) = \beta_0 + \delta_2' P_{it'}$$

sofern sich der *policy mix* nicht im Zuge der Hartz-Reformen verändert.

Schließlich werden sich durch die Hartz-Reformen vermutlich auch die Entscheidungen über den *policy mix* ändern. Im Regressionsmodell schlägt sich dies als Veränderung in den erklärenden Größen, nicht

<sup>3</sup> Diese Gleichung stellt die reduzierte Form einer erweiterten Matchingfunktion dar, die sich in der einschlägigen Literatur, in der kein allgemein akzeptiertes Modell existiert, als Basis verschiedener empirischer Untersuchungen bewährt hat (vgl. z.B. Calmfors und Skedinger (1995); Layard et al. (1991) bieten einen Überblick).

jedoch in den Koeffizienten nieder. Ein vollständiges Fazit der Hartz-Reformen für die Ergebnisgröße  $Y_{it}$  besteht daher aus der Analyse des („marginalen“) Effekts der Reformen bei gleich bleibendem Politikeinsatz und der Analyse der („strategischen“) Effekte der Reformen auf die erklärenden Größen, also

$$S_i = (\delta_1 + \delta_2)' \cdot (P_{it}' - \tilde{P}_{it}') \text{ für } t = 2003, 2004,$$

wobei  $\tilde{P}_{it}$  denjenigen (natürlich hypothetischen) *policy mix* erfasst, der sich in der Region  $i$  für die Zeit nach Beginn der Hartz-Reformen ergeben hätte, hätte es die Hartz-Reformen nicht gegeben. Im Mittelpunkt der empirischen Analyse stehen hier die marginalen Effekte der Hartz-Reformen.

In dieser Formulierung bleibt offen, ob die Koeffizienten in der Tat eine Veränderung in der Effektivität der eingesetzten Instrumente reflektieren oder eher eine veränderte Wirkung der Qualität ihres Einsatzes. Es ist daher sinnvoll, bei der Interpretation der Koeffizienten  $\delta_2$  im Kopf zu behalten, dass zumindest ein Teil der hier wiedergegebenen Veränderung der Instrumentenentwicklung im Zuge der Hartz-Reformen durch eine veränderte Wirkung der Qualität der Leistungserbringung bedingt sein kann, nicht ausschließlich durch eine Änderung bei den Effekten der Instrumente selbst. Die Effekte der Hartz-Reformen auf die allgemeine Qualität der Dienstleistungserbringung durch die Arbeitsagenturen werden in diesem Modell durch den Koeffizienten  $\beta_0$  erfasst. Regionenspezifische Qualitätselemente, deren Wirkung sich im Zuge der Hartz-Reformen verändert, die jedoch nicht mit dem Einsatz der Politikinstrumente korreliert sind, werden in diesem Analysemodell jedoch nicht berücksichtigt. Zu diesen Größen, z. B. der Anzahl der Arbeitnehmerkunden pro Vermittlungsfachkraft, liegen uns auch keine Beobachtungen vor, die eine derartige Berücksichtigung erlaubten.

## 2.2 Konstruktion der regionalen Arbeitsmärkte

Bei der Formulierung des Analysemodells in Abschnitt 2.1 wurde davon ausgegangen, dass die regionale Variation in der Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik vollständig zum Gewinn von Erkenntnissen über die Wirkung des *policy mix* genutzt werden kann. Dies ist aber nur dann uneingeschränkt der Fall, wenn die regionalen Abgrenzungen in der Tat eine isolierte Betrachtung der einzelnen Beobachtungseinheiten erlauben, also keine sog. *spill over*-Effekte vorliegen. Die Untersuchung der Ursachen und Auswirkungen räumlicher *spill over*-Ef-

ekte hat eine lange Tradition in der (regional-)ökonomischen Literatur zu Wachstum, Forschung und Entwicklung (FuE) und Innovationen (vgl. z. B. Acs et al. 1997; Baumont et al. 2000; Bode 1998 und 2004). Es ist aber offensichtlich, dass sich räumliche *spill over*-Effekte nicht alleine auf FuE-Aktivitäten beschränken müssen, sondern auch für die Arbeitsmarktpolitik von Bedeutung sein können.

So existieren insbesondere Agenturbezirke mit einem Einpendlerüberschuss (vgl. auch unten), in denen offensichtlich relativ viele Arbeitsplätze verglichen mit der ansässigen Bevölkerung vorhanden sind. Wenn in solchen Regionen offene Stellen zu besetzen sind, dann ist die Konkurrenzsituation für Arbeitsuchende in solchen Einpendlerüberschuss- oder Magnetregionen relativ hoch, da sie auch mit relativ vielen Arbeitsuchenden aus benachbarten Agenturbezirken konkurrieren. Für die Arbeitsmarktpolitik impliziert dies, dass es Arbeitsagenturen in Einpendlerüberschussregionen vergleichsweise schwerer haben, durch den Einsatz arbeitsmarktpolitischer Instrumente einen bestimmten Erfolg zu erzielen, als Agenturen in ansonsten vergleichbaren Regionen, jedoch ohne starke Einpendlerströme. Umgekehrt haben Agenturen, die im Umfeld solcher Magnetregionen liegen, den Vorteil, dass ihre Maßnahmeteilnehmer auch außerhalb des Agenturbezirks eine Beschäftigung finden können, indem sie pendeln.

Eine Möglichkeit, die Existenz derartiger Effekte festzustellen, ist die Schätzung eines autoregressiven räumlichen Modells erster Ordnung (räumliches AR(1)-Modell, vgl. Anselin 1988). Dieses Modell hat sich in der Literatur zu räumlichen *spill over*-Effekten als eine Art Standardmodell etabliert und lässt sich wie folgt angeben:

$$Y = \varrho \cdot W \cdot Y + X\beta + \varepsilon.$$

Hierbei bezeichnet  $Y$  weiterhin den Vektor der zu erklärenden Variablen,  $X$  ist eine Matrix an exogenen Regressoren, der zu schätzende Parametervektor  $\beta$  gibt den Einfluss dieser unabhängigen Variablen auf  $Y$  an und  $\varepsilon$  bezeichnet den Störterm des Modells. Die Matrix  $W$  wird als räumliche Gewichtungsmatrix bezeichnet und gibt die räumliche Struktur der Beobachtungseinheiten, also im vorliegenden Fall der einzelnen Agenturbezirke, wieder. Der unbekannte und deshalb zu schätzende Parameter  $\varrho$  misst den Einfluss der räumlichen Verflechtungen. Sein Wert gibt an, ob und inwieweit sich Veränderungen in der Ergebnisgröße einer beliebigen Region  $i$  in Veränderungen in der Ergebnisgröße in den mit Region  $i$  durch die Gewichtungsmatrix  $W$  verbundenen Regionen niederschlagen.

Die Gültigkeit dieses Modells beruht entscheidend auf der Ausgestaltung der Gewichtungsmatrix  $W$ . Diese sollte für das zu untersuchende Phänomen exogen sein (vgl. Anselin 1988). Da im vorliegenden Falle die räumliche Abhängigkeit von Arbeitsmarktbewegungen untersucht werden sollen, hat dies zur Konsequenz, dass sich Pendlerverflechtungen nicht zur Überprüfung des räumlichen Zusammenhangs von Arbeitsmarktbewegungen über Agenturbezirke hinweg eignen. Schließlich könnte ihre relative Stärke unter Umständen durch die Höhe der Arbeitsmarktbewegungen selbst beeinflusst werden. Es ist beispielsweise leicht denkbar, dass Agenturbezirke, in denen die relativen Austritte aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt sehr hoch sind, auch sehr viele Einpendler anziehen, da dort die Beschäftigungschancen offensichtlich allgemein recht gut sind. Die Gewichtungsmatrix wäre also in diesem Falle endogen.

Als Alternative hierzu bietet es sich zur Konstruktion einer mit großer Wahrscheinlichkeit exogenen Gewichtungsmatrix an, auf gemeinsame Grenzen zwischen den Agenturbezirken zurückzugreifen. Pendlerverflechtungen finden recht häufig zwischen angrenzenden Agenturbezirken statt, aber nicht nur. Die Gewichtungsmatrix, die aus Indikatoren besteht, die den Wert 1 annehmen, wenn zwischen zwei Agenturbezirken eine gemeinsame Grenze besteht und 0 sonst, repliziert also teilweise die Pendlerverflechtungen, ist allerdings durch den administrativen Zuschnitt der Agenturen exogen vorgegeben.

Um zunächst den räumlichen Zusammenhang zwischen den 176 Agenturbezirken zu dokumentieren, wurde das oben beschriebene räumliche AR(1)-Modell mit einer Gewichtungsmatrix gemeinsamer Grenzen für die folgenden abhängigen Variablen geschätzt, die jeweils relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen gemessen werden:

- *Austritte* aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt
- *Eintritte* in die Arbeitslosigkeit aus Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt
- *Nettoaustritte* aus der Arbeitslosigkeit, d.h. die Differenz zwischen Aus- und Eintritten.

Hierbei wurde ein sparsam spezifiziertes Modell verwendet, in dem neben der räumlich „verzögerten“ abhängigen Variablen noch die Anzahl der Kurzarbeiter relativ zu den Erwerbspersonen des Agenturbezirks als Regressor aufgenommen wurde. Diese Variable, die eine Approximation der lokalen konjunkturellen Lage darstellt, dient dem Zweck,

mögliche räumliche Zusammenhänge zwischen den Agenturbezirken aufgrund konjunktureller *spill over*-Effekte abzufangen. Die Ergebnisse einer Schätzung des Modells auf der Ebene der 176 Agenturbezirke (Berlin zusammengefasst) sind im ersten Tableau der Tabelle 1 dargestellt.

Die Schätzergebnisse belegen, dass für die Austritte aus der Arbeitslosigkeit ebenso wie für die Eintritte in dieselbe ein statistisch signifikanter und quantitativ nicht unbedeutender räumlicher Zusammenhang besteht. Der geschätzte Koeffizient von 0,07 für den räumlichen Zusammenhangsparameter der Austritte aus der Arbeitslosigkeit bedeutet beispielsweise, dass unter sonst gleichen Umständen ein Anstieg der Austritte in einem bestimmten Agenturbezirk um zehn Prozent systematisch mit einem Anstieg der Austritte in jedem angrenzenden Agenturbezirk von durchschnittlich 0,7 Prozentpunkten verbunden ist. Für die Eintritte in die Arbeitslosigkeit beobachtet man einen vergleichbar hohen und statistisch signifikanten Zusammenhang über die einzelnen Agenturbezirke hinweg. Lediglich die Nettoaustritte scheinen nicht von räumlichen *spill over*-Effekten betroffen zu sein.

Diese Ergebnisse legen also den Schluss nahe, dass die einzelnen Agenturbezirke keine eigenständigen lokalen Arbeitsmärkte darstellen. Um die Wirkung des Einsatzes der Arbeitsmarktpolitik auf die lokale Arbeitsmarktsituation zu isolieren, bietet es sich daher an, diese Agenturbezirke zu einer kleineren Anzahl an regionalen Arbeitsmärkten zusammenzufassen, für die eine weitestgehende Unabhängigkeit voneinander nachgewiesen werden kann. Basierend auf Pendlerdaten des Jahres 2002, d.h. der Mitte des Stichprobenzeitraums 2000–2004, wurden die Agenturbezirke durch ein hierarchisches Clusterverfahren (siehe Übersicht 1) sukzessive zu größeren Regionen aggregiert. Nach jedem Aggregationsschritt wurde dann mit Hilfe des oben beschriebenen räumlichen AR(1)-Modells überprüft, inwieweit die in der vorangegangenen Stufe beobachteten räumlichen Abhängigkeiten in den Arbeitsmarktbewegungen noch vorhanden sind. Um möglichst viele Beobachtungen für die eigentliche Schätzung des Panelmodells zu behalten, wurde das Aggregationsverfahren eingestellt, sobald der räumliche Zusammenhangsparameter für alle drei zu erklärenden Stromgrößen insignifikant wurde.

Von den 176 Agenturbezirken stellte sich im ersten Durchlauf des Clusterverfahrens für 41 Bereiche heraus, dass sie einen nennenswerten Einpendlerüberschuss aufweisen, d.h. einen Einpendlerüberschuss, der relativ zur Anzahl der im Agenturbezirk ansässigen Erwerbspersonen mehr als ein

Tabelle 1

**Schätzergebnisse – räumliches AR(1)-Modell für Agenturbezirke und Regionen**

	Austritte aus der Arbeitslosigkeit		Eintritte in die Arbeitslosigkeit		Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit	
<b>176 Agenturbezirke</b>						
Räumlicher Zusammenhang	<b>0,0669</b>	<b>(5,84)</b>	<b>0,0519</b>	<b>(4,78)</b>	0,0129	(1,09)
Konstante	<b>0,0466</b>	<b>(8,41)</b>	<b>0,0691</b>	<b>(10,16)</b>	<b>-0,0220</b>	<b>(-12,18)</b>
Kurzarbeiter	0,0097	(1,17)	0,0147	(1,52)	-0,0047	(-1,85)
R <sup>2</sup>	0,15		0,11		0,03	
LM-Test: Räumliche Abh. in Residuen	82,2		101,1		20,8	
<b>110 Regionen</b>						
Räumlicher Zusammenhang	<b>0,0280</b>	<b>(2,12)</b>	0,0211	(1,72)	0,0116	(0,88)
Konstante	<b>0,0624</b>	<b>(8,42)</b>	<b>0,0865</b>	<b>(9,72)</b>	<b>-0,0230</b>	<b>(-9,93)</b>
Kurzarbeiter	0,0146	(0,91)	0,0164	(0,86)	-0,0010	(-0,19)
R <sup>2</sup>	0,05		0,04		0,01	
LM-Test: Räumliche Abh. in Residuen	79,9		100,0		17,0	
<b>91 Regionen</b>						
Räumlicher Zusammenhang	0,0161	(1,36)	0,0121	(1,10)	0,0066	(0,57)
Konstante	<b>0,0712</b>	<b>(8,62)</b>	<b>0,0955</b>	<b>(9,69)</b>	<b>-0,0236</b>	<b>(-9,34)</b>
Kurzarbeiter	0,0091	(0,44)	0,0122	(0,50)	-0,0027	(-0,44)
R <sup>2</sup>	0,02		0,02		0,01	
LM-Test: Räumliche Abh. in Residuen	68,8		96,2		10,6	

Anmerkung: t-Werte in Klammern; signifikante (zum 5 %-Niveau) Schätzungen sind hervorgehoben.

**Übersicht 1**

**Ein hierarchisches Clusterungsverfahren zur Identifikation regionaler Arbeitsmärkte**

1.	Als <b>Startpunkt</b> wurden alle 176 Agenturbezirke als eigenständiger Cluster gewählt. Dann wurden folgende Analyseschritte durchgeführt:
2.	Identifikation derjenigen Agenturbezirke mit einem nennenswerten <b>Einpendlerüberschuss</b> (Magnetregionen), d. h. mit einem Einpendlerüberschuss, der relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen des Agenturbezirks größer als ein Prozent ist.
3.	Identifikation derjenigen Agenturbezirke, aus denen der größte Anteil der Einpendler der Magnetregionen stammt.
4.	<b>Verbindung</b> der Magnetregionen mit der/den zugehörigen Entsenderegionen: eine Magnetregion wurde in einem ersten Schritt mit derjenigen Entsenderegion verbunden, die den höchsten Einpendleranteil der Magnetregion aufweist. Anschließend wurde geprüft, ob eine weitere Entsenderegion mit einem ähnlich hohen Anteil an Einpendlern für die jeweilige Magnetregion existiert. Falls ja, wurde auch diese Region in den Cluster aufgenommen.
5.	Berechnung der aggregierten Pendlerflüsse für die so konstruierten Cluster.
6.	Berechnung der gewichteten Stromgrößen: Die Ergebnisgröße für eine zusammengefasste Region ist die Summe der relativen Arbeitsmarktbewegungen, dividiert durch die Summe der Erwerbspersonen der einzelnen ursprünglichen Regionen. Dies entspricht einer Gewichtung der ursprünglichen relativen Stromgrößen mit den relativen Erwerbspersonenanteilen der jeweiligen Regionen.
7.	Aufbau einer Matrix gemeinsamer Grenzen für die resultierenden Regionen.
8.	<b>Überprüfung</b> des räumlichen Zusammenhangs zwischen den resultierenden Regionen.
9.	Wiederholung des gesamten Prozesses, bis das <b>Abbruchkriterium</b> „räumlicher Parameter für alle drei Stromgrößen insignifikant“ erfüllt ist.

Prozent beträgt. Diese Magnetregionen wurden mit ihrer/ihren jeweils größten Entsendeagentur(en) zusammengefasst. Dies resultiert in 110 neuen Regionen. Nutzt man diese 110 Regionen als Beobachtungseinheiten zur erneuten Schätzung des oben beschriebenen räumlichen AR(1)-Modells, so erhält man die im zweiten Tableau der Tabelle 1 zusammengefassten Resultate. Aus dieser Tabelle wird ersichtlich, dass die Stärke und Signifikanz des räumlichen Zusammenhangs hinsichtlich der drei betrachteten Stromgrößen des Arbeitsmarktes zwischen den neuen Regionen deutlich niedriger ist als zwischen den 176 Agenturbezirken. Dennoch verbleibt ein auf 95 %-Signifikanzniveau statistisch signifikanter Zusammenhang für die Austritte aus der Arbeitslosigkeit und ein schwach signifikanter (90 %-Signifikanzniveau) Zusammenhang für die Eintritte in die Arbeitslosigkeit. Die oben beschriebene Abbruchbedingung ist somit noch nicht erfüllt und das Aggregationsverfahren wird basierend auf den 110 Regionen weitergeführt.

Diese Weiterführung basierend auf den 110 Regionen ergibt zunächst 14 verbleibende Regionen mit einem nennenswerten Einpendlerüberschuss. Für diese Regionen wurden dann auf der Basis der aggregierten Pendlermatrix alle Hauptsenderegionen ermittelt. Diese wurden mit den Einpendlerüberschussregionen verbunden. Hieraus resultieren 91 regionale Arbeitsmärkte. Die Überprüfung des räumlichen Zusammenhangs zwischen diesen 91 regionalen Arbeitsmärkten mit Hilfe des räumlichen AR(1)-Modells ergab die im dritten Tableau von Tabelle 1 dargestellten Schätzergebnisse. Es zeigt sich, dass die quantitative Dimension des geschätzten räumlichen Zusammenhangsparameters erneut abnimmt und für alle drei Stromgrößen des Arbeitsmarktes statistisch insignifikant wird. Auf der Ebene der so konstruierten 91 regionalen Arbeitsmärkte lässt sich also kein signifikanter räumlicher Zusammenhang mehr feststellen, und man kann davon ausgehen, dass es sich bei diesen 91 regionalen Arbeitsmärkten um relativ disjunkte regionale Einheiten handelt.<sup>4</sup>

Obwohl das oben formulierte Abbruchkriterium für das Aggregationsverfahren erfüllt ist, wurde noch ein weiterer Aggregationsschritt durchgeführt, um zu überprüfen, inwieweit sich diese Resultate än-

<sup>4</sup> Zwar weisen die Ergebnisse von LM-Tests darauf hin, dass auch auf Ebene der 91 regionalen Arbeitsmärkte noch eine signifikante räumliche Abhängigkeit in den Residuen zu finden ist, jedoch verringert sich diese nach Kontrolle um weitere exogene Variablen deutlich. Für die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit ist nach Kontrolle um alle weiteren Variablen des Modells nur noch ein schwach signifikanter (90 %-Signifikanzniveau) Zusammenhang feststellbar.

dern, wenn die verbleibenden Einpendlerüberschussregionen weiter mit ihren Hauptentsenderegionen verbunden werden. Insgesamt existieren noch acht regionale Arbeitsmärkte, die einen nennenswerten Einpendlerüberschuss aufweisen. Eine weitere Zusammenführung dieser Regionen resultiert in nur noch 80 verbleibenden regionalen Einheiten. Für diese 80 Einheiten lassen sich allerdings keine erwähnenswerten Änderungen des geschätzten räumlichen Zusammenhangs mehr feststellen. Diese Ergebnisse werden in Tabelle 1 nicht getrennt ausgewiesen. Daher wurde auf diesen Aggregations-schritt verzichtet und werden die 91 regionalen Arbeitsmärkte für die Analysen des Abschnitts 4 herangezogen.

### 3 Der regionale Einsatz der Arbeitsmarktpolitik

In diesem Abschnitt stellen wir die Ergebnisse einer umfassenden Befragung aller Arbeitsagenturen<sup>5</sup> vor, die mit dem Ziel durchgeführt wurde, die strategische Ausrichtung, die Verfahrensabläufe und Entscheidungsprozesse und die Einbettung der Agenturen in die Geschehnisse der regionalen Arbeitsmärkte besser zu verstehen. Es handelt sich dabei um die erste Analyse dieser Art. Die Schwerpunkte der Befragung richteten sich dabei an den Fragestellungen dieser Studie aus. Besonderes Augenmerk gilt dabei grundsätzlich den Änderungen, die durch die Hartz-Reformen ausgelöst wurden.

So sind für die makroökonomischen Analysen zur Wirkung des regional unterschiedlichen Einsatzes der Instrumente aktiver Arbeitsmarktpolitik die regionalen Arbeitsmarkt-bewegungen als Erfolgsmaß von zentraler Bedeutung. Es besteht jedoch bei jeder Analyse auf aggregierter Ebene grundsätzlich der Verdacht, dass das gewählte Maß des Politikeinsatzes endogen ist. Eine mögliche Ursache der Endogenität des Politikeinsatzes könnte die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik durch die Agenturen an-

<sup>5</sup> Die Auswertungen basieren auf der Gesamtheit aller gültigen Antworten zu den jeweiligen Fragen. Jedoch haben 10 Agenturen nicht an der Befragung teilgenommen und andere Agenturen haben teilweise die Antwort auf einzelne Fragen verweigert. Wir führen die Analysen somit unter der Annahme durch, dass die Antwortverweigerung im Hinblick auf das jeweils untersuchte Phänomen nicht selektiv ist, dass also diejenigen Agenturen, welche die Antwort verweigert haben, im Hinblick auf das jeweils untersuchte Phänomen eine reine Zufallsstichprobe aus der Gesamtheit aller Agenturen darstellen. Angesichts der Tatsache, dass eine solche Befragung zum ersten Mal durchgeführt wurde und auch aus anderen Datenquellen oder Literaturbeiträgen keine Informationen z.B. zu den Prinzipien der Steuerung der Arbeitsmarktpolitik vor Ort erhältlich sind, gibt es zu dieser Vorgehensweise keine überzeugende Alternative.

Tabelle 2

**Bedeutung unterschiedlicher Kennzahlen für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik**

	Keine Bedeutung	Geringe Bedeutung	Große Bedeutung	Sehr große Bedeutung	Anzahl Beobachtungen
	in %				
<i>Anzahl der Eingliederungs- und FbW-Maßnahmenteilnehmer</i>					
derzeit	4,7	36,0	38,7	20,7	150
vor 2003	1,4	8,2	<b>54,8</b>	35,6	146
<i>Kosten pro Integration</i>					
derzeit	0,0	0,7	8,6	<b>90,8</b>	152
vor 2003	19,6	<b>47,6</b>	30,8	2,1	143
<i>Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit</i>					
derzeit	1,3	11,3	<b>52,7</b>	34,7	150
vor 2003	0,0	5,5	<b>61,6</b>	32,9	146
<i>Bewegungen der Arbeitslosigkeit</i>					
derzeit	3,3	8,6	<b>49,0</b>	39,1	151
vor 2003	1,4	9,5	<b>61,2</b>	27,9	147
<i>Dauer der Arbeitslosigkeit</i>					
derzeit	0,0	3,3	30,9	<b>65,8</b>	152
vor 2003	0,7	23,6	<b>50,7</b>	25,0	148
<i>Struktur und Umfang der offenen Stellen</i>					
derzeit	0,0	3,3	30,9	<b>65,8</b>	152
vor 2003	0,7	10,1	<b>48,0</b>	<b>41,2</b>	148

Anmerkung: Antwortanteile über 40 % sind hervorgehoben.

hand der gewählten Erfolgsgrößen sein. Um dieser Frage nachzugehen, werden daher in einem ersten Schritt die Antworten der Agenturen zur Steuerung der Arbeitsmarktpolitik vor Ort und zur geschäftspolitischen Ausrichtung analysiert. In Tabelle 2 findet sich die Verteilung der Antworten (Mehrfachnennungen möglich) auf die Fragen „Welche Bedeutung haben für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik die folgenden Kennzahlen? Und wie war das vor den Hartz-Reformen?“.

Aus Tabelle 2 geht hervor, dass die Anzahl der Eingliederungs- und FbW-Maßnahmenteilnehmer/innen nicht nur eine vergleichsweise moderate Bedeutung für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik besitzt, sondern auch an Bedeutung verloren hat. Rund 40 Prozent aller Agenturen messen dieser Kennzahl derzeit keine oder nur eine geringe Bedeutung bei, wohingegen dies vor den Hartz-Reformen nur knapp 10 Prozent waren. Demgegenüber haben die Kosten pro Integration sehr stark an Bedeutung gewonnen. Mehr als 90 Prozent der Agenturen geben an, dass diese Kennzahl aktuell eine sehr große Bedeutung besitzt. Vor den Hartz-Refor-

men haben mehr als zwei Drittel aller Agenturen den Kosten pro Integration keine oder nur eine geringe Bedeutung beigemessen. Aufgrund dieses Befundes haben wir uns dazu entschlossen, den Politik-einsatz durch Ausgabenanteile und nicht durch Teilnehmerzahlen abzubilden. Mit Hilfe der Ausgabenanteile wird es nämlich möglich sein, direkte Aussagen zu den Kosten zu formulieren, die der durch den Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente erzielten Wirkung gegenüberstehen.

Darüber hinaus wird aus der Tabelle ersichtlich, dass Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit im Zeitablauf leicht an Bedeutung für die Steuerung des Instrumenteneinsatzes verloren haben. Etwas mehr als 12 Prozent der Agenturen messen dieser Kennzahl derzeit keine oder eine geringe Bedeutung bei, wohingegen dies vor den Hartz-Reformen nur ca. 6 Prozent waren. Bei den Bewegungen des Arbeitsmarktes kam es zu einer Verlagerung innerhalb der beiden jeweiligen Randkategorien. Während vor den Hartz-Reformen dieser Kennzahl ca. 89 Prozent eine große oder sehr große Bedeutung beigemessen haben, waren es nach den Hartz-Re-

**Tabelle 3**  
**Korrelation der Antworten zur Bedeutung von Strukturmerkmalen, Bewegungen und Dauer der Arbeitslosigkeit**

	<b>Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit</b>	<b>Bewegungen der Arbeitslosigkeit</b>	<b>Dauer der Arbeitslosigkeit</b>
<i>Derzeit</i>			
Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit	<b>1</b>	<b>0,66</b>	0,26
Bewegungen der Arbeitslosigkeit	<b>0,66</b>	<b>1</b>	0,39
Dauer der Arbeitslosigkeit	0,26	0,39	<b>1</b>
<i>Vor Hartz-Reformen</i>			
Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit	<b>1</b>	0,20	0,21
Bewegungen der Arbeitslosigkeit	0,20	<b>1</b>	0,15
Dauer der Arbeitslosigkeit	0,21	0,15	<b>1</b>

Anmerkung: Korrelationen über 0,40 sind hervorgehoben.

formen immer noch 88 Prozent. Allerdings ist der Anteil der Agenturen, die Arbeitsmarktbebewungen als sehr bedeutend betrachten, von knapp 28 Prozent auf über 39 Prozent gestiegen, wohingegen der Anteil der Agenturen, die dieser Kennzahl eine große Bedeutung beimessen, von rund 61 Prozent auf 49 Prozent gesunken ist.

Eine wesentlich deutlichere Verlagerung in der Bedeutung für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik lässt sich für die Dauer der Arbeitslosigkeit erkennen. Vor den Hartz-Reformen ordneten diese Kennzahl noch ca. 24 Prozent aller Agenturen als bedeutungslos oder mit einer geringen Bedeutung versehen ein. Nach den Hartz-Reformen waren dies nur noch etwas mehr als 3 Prozent. Demgegenüber messen derzeit fast 66 Prozent aller Agenturen der Dauer der Arbeitslosigkeit eine sehr große Bedeutung bei. Schließlich wird aus dieser Auswertung auch deutlich, dass die Struktur und der Umfang der offenen Stellen im Zeitablauf einen leichten Bedeutungsgewinn erfahren haben. Während vor den Hartz-Reformen noch rund 11 Prozent der Agenturen diese Kennzahl für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik als bedeutungslos oder mit einer geringen Bedeutung versehen bezeichnet haben, so sind dies derzeit nur noch ca. 3 Prozent.<sup>6</sup>

Unter den in der Tabelle aufgeführten Kennzahlen existieren drei, die als mögliche Kandidaten für die Wahl der Erfolgsgröße in dem in Abschnitt 2.1 be-

schriebenen Panelmodell zur Auswahl stehen, nämlich

- Strukturmerkmale der Arbeitslosigkeit, wie z. B. die Arbeitslosenquote (insgesamt, für Männer, Frauen, Jüngere oder Ältere)
- Bewegungen der Arbeitslosigkeit, wie z. B. Eintritte in die oder Austritte aus der Arbeitslosigkeit
- Dauer der Arbeitslosigkeit, wie z. B. die Langzeitarbeitslosenquote oder der Anteil der Langzeitarbeitslosen an allen Arbeitslosen.

Die jeweilige Bedeutung, die einer dieser drei Kennzahlen von den einzelnen Agenturen beigemessen wird, hängt eng mit der Bedeutung anderer Kennzahlen zusammen. Tabelle 3 stellt die Korrelationskoeffizienten zu den drei Kennzahlen dar. Hierfür wurden die beiden jeweiligen Randkategorien zu jeweils einer gemeinsamen Kategorie zusammengefasst.

Die Antworten der Agenturen zur Bedeutung der drei Kennzahlen sind positiv miteinander korreliert und dies zum Teil recht hoch. Dies bedeutet, dass Agenturen, die Strukturmerkmalen der Arbeitslosigkeit eine große oder sehr große Bedeutung für die Steuerung der Arbeitsmarktpolitik geben, Bewegung der Arbeitslosigkeit sehr häufig ebenfalls eine große oder sehr große Bedeutung beimessen. Diese Agenturen stellen somit durch die gleichzeitige Berücksichtigung mehrerer Kennzahlen für die Ausrichtung des Politikeinsatzes sehr hohe Ansprüche an sich und ihre Steuerungsfähigkeiten. Inwieweit ein derartiger Anspruch praktisch umsetzbar

<sup>6</sup> Die Tatsache, dass die Antwortverteilung zur derzeitigen Bedeutung der Arbeitslosigkeitsdauer und zur derzeitigen Bedeutung der offenen Stellen identisch ist, entspricht den Antworten im Datensatz, stellt also keinen Übertragungsfehler dar.

ist, muss ebenso offen bleiben, wie die Intensität des Zusammenhangs zwischen der Bedeutung einzelner Steuerungselemente und den tatsächlichen arbeitsmarktpolitischen Entscheidungen.

Um zu ermitteln, inwieweit die Bedeutung, die diesen drei Kennzahlen von den Agenturen beigemessen wird, einen Einfluss auf die tatsächliche Ausgestaltung des Politikeinsatzes hat und damit eventuell den Politikeinsatz im Rahmen des Analysemodells zu einer endogenen Größe macht, wurden die Antworten der Agenturen in jeweils drei Indikatorvariablen umkodiert und als erklärende Variablen in einem Regressionsmodell für die jeweiligen Politikeinsatzvariablen benutzt. Diese (sich innerhalb einer Gruppe wechselseitig ausschließenden) Indikatorvariablen (1/0-Variablen) geben an, ob sich der jeweilige Aspekt (Strukturmerkmale, Bewegungen, Dauer) einer bestimmten Bedeutung (keiner oder einer geringen, einer großen, einer sehr großen) erfreut. In den Regressionen wurde grundsätzlich die „sehr große“ Bedeutung als Referenzstrategie gewählt, so dass sechs der neun 1/0-Variablen als erklärende Größen zum Einsatz kommen. Zusätzlich wurden diese Indikatorvariablen mit einer weiteren Indikatorvariablen für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen interagiert, um Unterschiede des geschätzten Einflusses der drei Kennzahlen auf den *policy mix* vor und nach den Hartz-Reformen zu erlauben. Der Effekt der Bedeutung einer dieser Größen nach der Reform ist daher aus der Summe der beiden entsprechenden Koeffizienten abzulesen.

Der Politikeinsatz wurde durch die Ausgabenanteile für folgende Maßnahmengruppen abgebildet:

- *Humankapital*: Instrumente, die auf die Erhöhung des Humankapitals der geförderten Arbeitnehmer/innen abzielen, d.h. FbW-Maßnahmen (inkl. Unterhaltsgeld bei FbW), Trainingsmaßnahmen und Maßnahmen des ESF-BA-Programms
- *Anreize*: Instrumente, die auf eine Beschäftigung im ersten Arbeitsmarkt abzielen, d.h. Lohnsubventionen, Maßnahmen zur Existenzgründungsförderung, JUMP-LKZ und Beschäftigungshilfen für Langzeitarbeitslose
- *ABM/SAM*: Instrumente, die auf eine Beschäftigung im zweiten Arbeitsmarkt abzielen, d.h. ABM, beschäftigungsschaffende Infrastrukturmaßnahmen und SAM
- *Jugend*: Jugendmaßnahmen (JUMP außer JUMP-LKZ).

Zusätzlich wurden auch die Gesamtausgaben und die Ausgaben pro Kopf als zu erklärende Größen in

die Analyse mit einbezogen. Als weitere erklärende Faktoren dienen dabei Strukturmerkmale des Agenturbezirks:

- *Kurzarbeiter*: Anzahl der Kurzarbeiter relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen als Indikator für die lokale konjunkturelle Situation
- *Altindustrien*: Anteil der Beschäftigten in Altindustrien, d.h. in den Wirtschaftszweigen Land- und Forstwirtschaft, Bergbau, Textil-, Leder-, Holz- und Glasgewerbe, Metallherzeugung und Baugewerbe, an allen Beschäftigten
- *Konzentration*: Anteil der Beschäftigten in Unternehmen mit mehr als 100 Beschäftigten.

Tabelle 4 enthält die Resultate der Schätzung einer Spezifikation mit agenturspezifischen Achsenabschnitten (*Agentur-fixed effects*), die für zeitinvariante, agenturspezifische Heterogenität im Politikeinsatz kontrolliert.<sup>7</sup> Die zugrunde liegenden Jahre sind 2002 und 2004. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die (in diesem Abschnitt zu erklärenden) Variablen, die den Politikeinsatz in den einzelnen Agenturen abbilden, sehr viel stärker von der wirtschaftlichen Struktur der Region bestimmt werden als von der Bedeutung, welche die Agenturen jeweils den drei Kennzahlen des Arbeitsmarktes beimessen. Insbesondere zeigt sich, dass die Bedeutung, die Bewegungen der Arbeitslosigkeit beigemessen wird, keinen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Ausgabenanteile oder die Gesamt- bzw. Pro-Kopf-Ausgaben leistet. Am ehesten wird der Politikeinsatz noch durch Strukturmerkmale und die Dauer der Arbeitslosigkeit beeinflusst, was sich offenbar durch den Umstand erklären lässt, dass Strukturmerkmale wie (gruppenspezifische) Arbeitslosenquoten oder der Anteil der Langzeitarbeitslosen an allen Arbeitslosen für die Agenturen relativ einfach verfügbar sind, wohingegen Indikatoren für Arbeitsmarktbewegungen umfangreichere Sonderauswertungen des vorhandenen Datenmaterials erfordern.

Ein weiterer Kanal, der zur Endogenität des Politikeinsatzes führen könnte, läge in der Steuerung der Arbeitsmarktpolitik anhand der erwarteten Wirkung der Instrumente. Wenn beispielsweise Agenturen die Wirkung einzelner arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen auf die gewählten Ergebnisgrößen, also im vorliegenden Fall auf die Arbeitsmarktbewe-

<sup>7</sup> Aus einem Vergleich mit Schätzungen ohne die agenturspezifischen *fixed effects* wird deutlich, dass die Kontrolle um diese *Agentur-fixed effects* die Signifikanz des geschätzten Einflusses der Bedeutung, welche die Agenturen den einzelnen Kennzahlen der Arbeitslosigkeit zuweist, fast ausnahmslos weiter reduziert.

Tabelle 4  
Bedeutung einzelner Arbeitsmarktindikatoren für den Politikeinsatz

	Ausgabenanteile											
	Human-kapital		Anreize		ABM/SAM		Jugend		Gesamt-ausgaben		Pro-Kopf-Ausgaben	
Konstante	<b>81,28</b>	<b>(3,45)</b>	-15,70	(-0,82)	<b>30,35</b>	<b>(2,14)</b>	-0,64	(-0,12)	-104,00	(-0,64)	-3,36	(-1,10)
Hartz-Reformen	<b>-16,39</b>	<b>(-10,34)</b>	<b>17,27</b>	<b>(13,44)</b>	-0,66	(-0,69)	<b>-2,32</b>	<b>(-6,58)</b>	<b>-35,10</b>	<b>(-3,19)</b>	<b>-1,37</b>	<b>(-6,69)</b>
<i>Bedeutung</i>												
Dauer klein	-0,02	(-0,01)	-0,10	(-0,07)	0,53	(0,49)	0,25	(0,62)	-13,40	(-1,08)	0,05	(0,59)
Dauer groß	-0,97	(-0,65)	-0,29	(-0,24)	1,12	(1,26)	-0,04	(-0,11)	-13,00	(-1,26)	-0,15	(-0,29)
Arbeitsmarkt-bewegungen klein	1,35	(0,58)	-0,30	(-0,16)	-0,11	(-0,08)	0,31	(0,59)	-17,90	(-1,10)	-0,59	(-0,22)
Arbeitsmarkt-bewegungen groß	0,53	(0,34)	-0,50	(-0,39)	0,41	(0,44)	0,16	(0,47)	-7,22	(-0,66)	-0,39	(-0,80)
Strukturmerkmale klein	-0,05	(-0,02)	-0,37	(-0,15)	-0,72	(-0,40)	0,06	(0,09)	23,10	(1,10)	0,58	(1,89)
Strukturmerkmale groß	0,18	(0,12)	-0,53	(-0,46)	0,39	(0,45)	0,00	(0,01)	8,71	(0,87)	0,09	(1,69)
<i>Bedeutung ... nach Hartz-Reformen</i>												
Dauer klein	-1,52	(-0,34)	3,95	(1,10)	-2,10	(-0,78)	-2,50	(-2,53)	36,20	(1,17)	-0,01	(-0,02)
Dauer groß	0,36	(0,20)	0,78	(0,53)	-0,82	(-0,75)	-0,01	(-0,01)	<b>28,10</b>	<b>(2,23)</b>	0,28	(1,18)
Arbeitsmarkt-bewegungen klein	0,59	(0,20)	-1,83	(-0,78)	-0,01	(-0,01)	0,01	(0,01)	-2,19	(-0,11)	0,01	(0,01)
Arbeitsmarkt-bewegungen groß	0,90	(0,54)	-0,48	(-0,35)	-0,95	(-0,95)	-0,16	(-0,44)	5,03	(0,43)	0,23	(1,05)
Strukturmerkmale klein	0,14	(0,04)	-0,37	(-0,14)	1,68	(0,82)	0,23	(0,30)	-15,00	(-0,64)	-0,32	(-0,74)
Strukturmerkmale groß	0,93	(0,58)	-1,87	(-1,43)	0,62	(0,64)	0,36	(1,00)	-16,80	(-1,49)	-0,19	(-0,91)
<i>Strukturmerkmale</i>												
Kurzarbeiter	-0,86	(-0,40)	0,22	(0,13)	1,71	(1,31)	<b>-1,07</b>	<b>(-2,22)</b>	-1,47	(-0,10)	0,32	(1,16)
Altindustrien	-0,63	(-1,08)	0,38	(0,80)	0,12	(0,33)	0,18	(1,38)	2,48	(0,61)	0,05	(0,60)
Konzentration	-0,10	(-0,22)	0,51	(1,42)	-0,48	(-1,79)	0,07	(0,73)	4,09	(1,34)	<b>0,16</b>	<b>(2,88)</b>
R <sup>2</sup>	0,41		0,53		0,05		0,31		0,01		0,01	

Anmerkungen: Anzahl der Beobachtungen: 292; Schätzung mit Agentur-fixed effects; t-Werte in Klammern; signifikante (zum 5 %-Niveau) Schätzungen sind hervorgehoben.

gungen, korrekt antizipierten und die Ausgestaltung ihres Politikeinsatzes systematisch hieran ausrichteten, dann würde der Politikeinsatz durch die Ergebnisgrößen beeinflusst und wäre somit im Rahmen des Analysemodells endogen. Um dieser Möglichkeit nachzugehen, wurden die Agenturen explizit nach ihrer geschäftspolitischen Ausrichtung befragt. Insbesondere wurde die Bedeutung der in Tabelle 5 dargestellten Aspekte für die geschäftspolitische Ausrichtung derzeit und vor 2003 abgefragt.

Aus Tabelle 5 geht hervor, dass die Bedeutung der Bedarfe der Arbeitgeberkunden im Zeitablauf gestiegen ist und derzeit mehr als 88 Prozent aller Agenturen diesem Aspekt eine sehr große Bedeutung für ihre geschäftspolitische Ausrichtung zuweisen. Demgegenüber hat sich die Bedeutung der Bedarfe der Arbeitnehmerkunden durch die Hartz-Reformen nur unwesentlich verändert. Der Anteil der Agenturen, die diesem Aspekt keine oder nur eine geringe Bedeutung beimessen, ist im Zeitablauf um drei Prozentpunkte und der Anteil derjenigen

Agenturen, die Arbeitnehmerkunden eine sehr große Bedeutung zuweisen, um ca. sieben Prozentpunkte gestiegen.

Sehr starke Veränderungen sind für die Aspekte „besonders förderungsbedürftige Personengruppen“, „erwartete Wirkung der Instrumente“ und „lokale Infrastruktur der Bildungs- und Maßnahmeträger“ zu verzeichnen. Während besonders förderungsbedürftige Personengruppen und die erwartete Wirkung der Instrumente einen deutlichen Bedeutungsgewinn erfahren haben, ist die Bedeutung der lokalen Trägerlandschaft stark gefallen. So messen beispielsweise mehr als 72 Prozent aller Agenturen der Trägerinfrastruktur derzeit keine oder nur eine geringe Bedeutung für ihre geschäftspolitische Ausrichtung zu, wohingegen die erwartete Wirkung derzeit nur für rund 6 Prozent aller Agenturen eine untergeordnete Rolle spielt. Vor den Hartz-Reformen waren dies noch jeweils ca. 19 Prozent bzw. rund 43 Prozent. Besonders förderungsbedürftige Personengruppen haben derzeit für etwas mehr als vier Pro-

Tabelle 5

**Bedeutung für die geschäftspolitische Ausrichtung der Agenturen**

	Keine Bedeutung	Geringe Bedeutung	Große Bedeutung	Sehr große Bedeutung	Anzahl Beobachtungen
	in %				
<i>Bedarfe der Arbeitgeberkunden</i>					
derzeit	0,0	0,6	10,9	<b>88,5</b>	165
vor 2003	0,0	14,8	<b>46,3</b>	38,9	162
<i>Bedarfe der Arbeitnehmerkunden</i>					
derzeit	0,0	9,9	<b>45,7</b>	<b>44,4</b>	162
vor 2003	0,0	6,9	<b>55,6</b>	37,5	160
<i>Besonders förderungsbedürftige Personengruppen</i>					
derzeit	0,0	4,3	<b>54,7</b>	<b>41,0</b>	161
vor 2003	1,8	35,2	<b>46,1</b>	17,0	165
<i>Erwartete Wirkung der Instrumente auf Höhe und Struktur der Arbeitslosigkeit</i>					
derzeit	0,6	5,5	25,0	68,9	164
vor 2003	1,2	<b>41,4</b>	<b>43,8</b>	13,6	162
<i>Kooperation mit relevanten Akteuren am lokalen Arbeitsmarkt</i>					
derzeit	1,8	16,0	<b>46,6</b>	35,6	163
vor 2003	0,0	9,9	<b>52,8</b>	37,3	161
<i>Lokale Infrastruktur der Bildungs- und Maßnahmeträger</i>					
derzeit	20,7	<b>51,8</b>	22,6	4,9	164
vor 2003	1,9	17,3	<b>54,3</b>	26,5	162

Anmerkung: Antwortanteile über 40 % sind hervorgehoben.

zent keine oder nur eine geringe Bedeutung, wohingegen dies vor den Hartz-Reformen noch auf 37 Prozent zutraf. Schließlich ist noch ein leichter Rückgang der Bedeutung von Kooperationen mit relevanten Akteuren der lokalen Arbeitsmarktpolitik zu beobachten.

Analog zu den Steuerungskennzahlen zeigt sich auch bei den geschäftspolitischen Ausrichtungsaspekten, dass die einzelnen Aspekte teilweise hoch und in der Mehrheit aller Fälle positiv miteinander korreliert sind (Tabelle 6). Auch hier geben sich die Agenturen also wiederum selbst eine sehr ambitionierte Aufgabe, indem sie mehrere Ziel(system)e gleichzeitig berücksichtigen wollen.

Zur Überprüfung des Einflusses dieser Aspekte der geschäftspolitischen Ausrichtung, insbesondere des Einflusses der erwarteten Wirkung der Instrumente, wurden die Antworten zu obigen Fragen wiederum in Indikatorvariablen (1/0-Variablen) überführt und diese dann als Regressoren in einem Modell zur Erklärung des Politikeinsatzes benutzt. Diese Indikatorvariablen geben an, ob sich der jeweilige ge-

schäftspolitische Aspekt (Bedarfe Arbeitgeberkunden, Bedarfe Arbeitnehmerkunden, besonders förderungsbedürftige Personengruppen, erwartete Wirkung der Instrumente, Kooperation mit relevanten Akteuren und lokale Trägerlandschaft) einer bestimmten Bedeutung (keiner oder einer geringen, einer großen, einer sehr großen) erfreut. Auch in diesen Regressionen wurde durchweg die „sehr große“ Bedeutung als Referenzkategorie gewählt, so dass zwölf der fünfzehn 1/0-Variablen als erklärende Größen zum Einsatz kommen. Schließlich wurden wiederum all diese Variablen mit der Indikatorvariablen „Hartz-Reformen“ interagiert, um eine Abweichung des Einflusses der jeweiligen Aspekte nach den Hartz-Reformen zuzulassen. Auch hier ergibt sich der Effekt der Indikatorvariablen nach der Reform als Summe von jeweils zwei Koeffizienten.

Als zu erklärende Größen dienen wiederum die Ausgaben bzw. Ausgabenanteile, zusätzliche erklärende Faktoren sind ebenfalls die Strukturmerkmale des Agenturbezirks. Die Ergebnisse einer Schätzung mit agenturspezifischen Achsenabschnitten werden

Tabelle 6

**Korrelation der einzelnen geschäftspolitischen Ausrichtungsaspekte**

<b>Derzeit</b>	<b>1.</b>	<b>2.</b>	<b>3.</b>	<b>4.</b>	<b>5.</b>	<b>6.</b>
1. Bedarfe der Arbeitgeberkunden	<b>1</b>	0,27	0,14	0,17	0,27	0,08
2. Bedarfe der Arbeitnehmerkunden	0,27	<b>1</b>	0,11	0,08	0,19	0,16
3. Besonders förderungsbedürftige Personen	0,14	0,11	<b>1</b>	-0,03	0,17	0,01
4. Erwartete Wirkung	0,17	0,08	-0,03	<b>1</b>	0,16	-0,13
5. Kooperationen	0,27	0,19	0,17	0,16	<b>1</b>	0,25
6. Trägerlandschaft	0,08	0,16	0,01	-0,13	0,25	<b>1</b>
<b>Vor Hartz-Reformen</b>						
1. Bedarfe der Arbeitgeberkunden	<b>1</b>	0,33	0,26	0,18	0,21	0,05
2. Bedarfe der Arbeitnehmerkunden	0,33	<b>1</b>	0,24	0,10	0,31	0,34
3. Besonders förderungsbedürftige Personen	0,26	0,24	<b>1</b>	0,25	0,33	0,04
4. Erwartete Wirkung	0,18	0,10	0,25	<b>1</b>	0,15	0,00
5. Kooperationen	0,21	0,31	0,33	0,15	<b>1</b>	0,32
6. Trägerlandschaft	0,05	0,34	0,04	0,00	0,32	<b>1</b>

Anmerkung: Korrelationen über 0,40 sind hervorgehoben.

in Tabelle 7 wiedergegeben. Aus dieser Tabelle wird ersichtlich, dass auch nach Kontrolle um agenturspezifische Heterogenität im Politikeinsatz der Indikator für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen seinen statistisch signifikanten Erklärungsbeitrag beibehält. Lediglich die Gesamtausgaben und der Ausgabenanteil für Beschäftigungsmaßnahmen am zweiten Arbeitsmarkt bleiben von den Hartz-Reformen unberührt. Der Ausgabenanteil für Humankapitalmaßnahmen wird durch die Hartz-Reformen ebenso statistisch signifikant reduziert, wie die Pro-Kopf-Ausgaben und der Ausgabenanteil für Jugendmaßnahmen. Demgegenüber steigt der Ausgabenanteil für Subventionen am ersten Arbeitsmarkt.

Der Einfluss der Bedeutung, die einzelne Aspekte der geschäftspolitischen Ausrichtung auf den *policy mix* aufweisen, verändert sich zum Teil durch die Kontrolle um agenturspezifische Heterogenität im Vergleich zu den entsprechenden Aspekten ohne *fixed effects*. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die berücksichtigten Aspekte der geschäftspolitischen Ausrichtung zwar in einigen wenigen Fällen und vor allem nach den Hartz-Reformen einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Ausgestaltung des Politikeinsatzes entfalten, jedoch in keiner sehr systematischen Weise. Am ehesten wird der *policy mix* noch durch die Bedeutung beeinflusst, die besonders förderungsbedürftigen Personengruppen, also einem Strukturmerkmal der Arbeitslosigkeit, zugewiesen wird. Darüber hinaus besitzt die Infrastruktur der lokalen Bildungs- und Maßnahmeträgerlandschaft einen gewissen Einfluss. Die Bedeutung der erwarteten Wirkung der Instrumente spielt

für die Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik vor Ort jedoch keine signifikante Rolle.

Die Befürchtung, dass die gewählten Politikvariablen endogen sein könnten, weil die Agenturen den Politikeinsatz anhand der benutzten Ergebnisgrößen oder der erwarteten Wirkung der eingesetzten Instrumente steuern, erscheint also als unbegründet. Die diversen Schätzungen legen des Weiteren die Schlussfolgerung nahe, dass die konkrete Ausgestaltung des Politikeinsatzes vor Ort sehr stark von individuellen, d. h. agenturspezifischen Faktoren abhängig ist, so dass es angezeigt scheint, bei der Spezifikation des Makromodells auf agenturspezifische Achsenabschnitte zurückzugreifen. Diese können die Schätzergebnisse um eine durch unbeobachtbare Heterogenität ausgelöste Verzerrung bereinigen, wenn diese auf *zeitinvariante* agenturspezifische Unterschiede im Politikeinsatz zurückzuführen ist. Die Einschätzungen der Agenturen hinsichtlich ihres Handlungsspielraums und des Einflusses der Regionaldirektionen scheinen in hohem Maße heterogen über die Agenturen hinweg zu sein, was die Notwendigkeit agenturspezifischer Achsenabschnitte in den Schätzungen weiter unterstützt.

Die Antwortverweigerungsrate ist teilweise sehr hoch, v. a. bei Variablen, die sich als Indikatoren für die Qualität der Dienstleistungserbringung eignen könnten, wie z. B. dem Betreuungsschlüssel. Hierbei ist es aufgrund der Tatsache, dass es sich bei unserer Befragung um die erste derartige Erhebung handelt, sehr schwer zu beurteilen, inwieweit die fehlenden Antworten zufällig oder im Hinblick auf das unter-

Tabelle 7

**Ausrichtung der Geschäftspolitik vor und nach den Hartz-Reformen**

	Ausgabenanteile								Gesamt- ausgaben		Pro-Kopf- Ausgaben	
	Human- kapital		Anreize		ABM/SAM		Jugend					
Konstante	<b>96,21</b>	<b>(4,15)</b>	-32,71	(-1,78)	<b>33,61</b>	<b>(2,27)</b>	1,35	(0,26)	-247,00	(-1,55)	<b>-6,11</b>	<b>(-1,97)</b>
Hartz-Reformen	<b>-22,24</b>	<b>(-6,72)</b>	<b>20,63</b>	<b>(7,89)</b>	0,71	(0,34)	<b>-2,01</b>	<b>(-2,72)</b>	-9,32	<b>(-0,41)</b>	<b>-1,18</b>	<b>(-2,67)</b>
<i>Bedeutung</i>												
Arbeitgeberkunden gering	0,72	(0,39)	-0,81	(-0,56)	0,77	(0,66)	0,42	(1,03)	-1,19	(-0,09)	-0,07	(-0,30)
Arbeitgeberkunden groß	0,22	(0,17)	-0,98	(-0,93)	0,99	(1,17)	-0,16	(-0,53)	3,44	(0,38)	-0,20	(-1,11)
Arbeitnehmerkunden gering	-2,08	(-0,82)	1,62	(0,81)	-0,35	(-0,22)	0,21	(0,37)	9,11	(0,52)	0,25	(0,73)
Arbeitnehmerkunden groß	-0,01	(-0,01)	0,60	(0,62)	-0,46	(-0,58)	0,46	(1,66)	2,31	(0,27)	0,07	(0,43)
bes. förderungsbedürftige Personengruppen gering	0,88	(0,50)	-1,25	(-0,90)	0,42	(0,38)	0,01	(0,03)	-13,00	(-1,08)	-0,35	(-1,49)
bes. förderungsbedürftige Personengruppen groß	-2,35	(-1,43)	0,83	(0,64)	0,93	(0,89)	0,25	(0,68)	-9,95	(-0,88)	-0,28	(-1,29)
erwartete Wirkung gering	-2,41	(-1,35)	1,52	(1,08)	1,30	(1,15)	-0,27	(-0,68)	6,45	(0,53)	0,30	(1,25)
erwartete Wirkung groß	-1,38	(-0,79)	0,45	(0,33)	1,68	(1,51)	0,05	(0,12)	0,18	(0,02)	0,17	(0,75)
Kooperation gering	1,53	(0,60)	1,12	(0,56)	-0,72	(-0,44)	-0,27	(-0,48)	-7,76	(-0,45)	0,07	(0,22)
Kooperation groß	1,39	(0,78)	0,89	(0,63)	-1,40	(-1,23)	-0,13	(-0,33)	-6,32	(-0,51)	-0,04	(-0,18)
lokale Trägerlandschaft gering	-1,20	(-0,70)	2,51	(1,85)	-0,89	(-0,81)	-0,46	(-1,19)	12,40	(1,05)	-0,06	(-0,27)
lokale Trägerlandschaft groß	-0,78	(-0,59)	0,77	(0,73)	0,32	(0,38)	-0,37	(-1,23)	-10,10	(-1,09)	-0,20	(-1,10)
<i>Bedeutung ... nach Hartz-Reformen</i>												
Arbeitgeberkunden gering	<b>15,33</b>	<b>(2,07)</b>	-6,73	(-1,15)	-3,53	(-0,75)	<b>-3,83</b>	<b>(-2,32)</b>	-23,90	(-0,47)	-0,76	(-0,77)
Arbeitgeberkunden groß	0,71	(0,33)	0,00	(0,00)	-0,54	(-0,39)	-0,21	(-0,43)	-5,91	(-0,39)	0,17	(0,59)
Arbeitnehmerkunden gering	4,29	(1,32)	-2,51	(-0,98)	-0,06	(-0,03)	-0,61	(-0,84)	-25,40	(-1,14)	-0,74	(-1,71)
Arbeitnehmerkunden groß	0,05	(0,03)	-0,40	(-0,34)	0,09	(0,09)	-0,41	(-1,21)	-11,30	(-1,09)	-0,23	(-1,12)
bes. förderungsbedürftige Personengruppen gering	<b>-8,42</b>	<b>(-2,68)</b>	<b>6,66</b>	<b>(2,68)</b>	-0,59	(-0,30)	1,35	(1,92)	36,10	(1,67)	0,64	(1,53)
bes. förderungsbedürftige Personengruppen groß	0,05	(0,02)	1,16	(0,73)	-0,74	(-0,58)	-0,11	(-0,24)	<b>28,10</b>	<b>(2,04)</b>	<b>0,57</b>	<b>(2,13)</b>
erwartete Wirkung gering	3,21	(1,20)	-2,27	(-1,07)	-1,71	(-1,00)	0,58	(0,98)	10,20	(0,55)	0,09	(0,26)
erwartete Wirkung groß	3,06	(1,43)	-1,97	(-1,17)	-2,43	(-1,78)	0,33	(0,69)	6,94	(0,47)	-0,09	(-0,31)
Kooperation gering	0,48	(0,22)	0,79	(0,45)	-1,26	(-0,90)	-0,27	(-0,56)	19,60	(1,29)	0,07	(0,23)
Kooperation groß	0,40	(0,28)	0,67	(0,60)	-0,56	(-0,62)	-0,53	(-1,67)	11,50	(1,17)	0,18	(0,94)
lokale Trägerlandschaft gering	6,13	(1,83)	-7,05	(-2,66)	1,74	(0,81)	0,28	(0,37)	<b>-53,80</b>	<b>(-2,33)</b>	-0,43	(-0,97)
lokale Trägerlandschaft groß	<b>6,10</b>	<b>(1,98)</b>	-4,04	(-1,66)	-0,78	(-0,40)	-0,16	(-0,24)	-26,10	(-1,23)	-0,20	(-0,48)
<i>Strukturmerkmale</i>												
Kurzarbeiter	-1,23	(-0,62)	-0,64	(-0,41)	2,71	(2,13)	<b>-1,07</b>	<b>(-2,42)</b>	-10,90	(-0,79)	0,18	(0,69)
Altindustrien	-0,73	(-1,25)	0,64	(1,38)	-0,09	(-0,25)	0,13	(1,03)	6,65	(1,65)	0,11	(1,38)
Konzentration	-0,36	(-0,83)	<b>0,74</b>	<b>(2,17)</b>	-0,48	(-1,73)	0,05	(0,52)	<b>5,88</b>	<b>(1,98)</b>	<b>0,20</b>	<b>(3,55)</b>
R <sup>2</sup>	0,33		0,45		0,07		0,34		0,01		0,01	

Anmerkungen: Anzahl der Beobachtungen: 292; Schätzung mit Agentur-fixed effects; t-Werte in Klammern; signifikante (zum 5 %-Niveau) Schätzungen sind hervorgehoben.

suchte Phänomen selektiv sind. Wir haben uns deshalb dazu entschlossen, auf die Konstruktion von Indikatoren zur Qualität der Dienstleistungserbringung für das Makromodell zu verzichten, da jede fehlende Variable dazu führt, dass der betroffene Agenturbezirk aus der Analyse herausfallen würde. Dieses Problem potenziert sich, wenn die Agenturbezirke zu regionalen Arbeitsmärkten aggregiert werden, da dann die Zusammenfassung eines Agenturbezirks, für den Informationen vorliegen, mit einem Agenturbezirk, der nicht geantwortet hat, dazu führt, dass beide Beobachtungseinheiten herausfallen würden.

#### 4 Empirische Ergebnisse zur Wirkung des Instrumenteneinsatzes

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der empirischen Umsetzung des oben beschriebenen Panelmodells präsentiert. Das Ziel der hier durchgeführten Analysen ist es, den *kausalen* Effekt des Einsatzes der arbeitsmarktpolitischen Instrumente auf die erwähnten Stromgrößen des Arbeitsmarktes zu ermitteln. Hierbei muss, wie in Abschnitt 2.2 dargestellt, beachtet werden, dass auf der Ebene der 176 Agenturbezirke diese Wirkung unter Umständen durch räumliche *spill over*-Effekte überlagert wird. Eine wichtige Quelle derartiger Effekte sind Pendlerverflechtungen, die daher hier eine tiefere Berücksichtigung finden sollen. Um diesem Problem zu begegnen und damit den kausalen Effekt des Politikeinsatzes zu identifizieren, sind die Beobachtungseinheiten in unseren Analysen die in Abschnitt 2.2 konstruierten regionalen Arbeitsmärkte.

Die Möglichkeit, dass Maßnahmeteilnehmer aus bestimmten Agenturbezirken in andere Bezirke pendeln können, impliziert, dass auf Ebene der 176 Agenturbezirke der kausale Effekt des Politikeinsatzes durch den Effekt eben dieser Pendelmöglichkeit überlagert werden kann. Sofern diese Möglichkeit nicht berücksichtigt wird, kann dies zu falschen Schlussfolgerungen führen. So würde beispielsweise ein positiver Schätzer für den Ausgabenanteil einer bestimmten Maßnahme, z.B. von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen, grundsätzlich so interpretiert, dass höhere Ausgaben für diese Maßnahme ursächlich bessere Arbeitsmarktergebnisse zur Folge haben. Grundlage dieser Schlussfolgerung ist allerdings die implizierte Unterstellung, dass jede Region quasi „auf eigene Rechnung“ operiert, also keine regionalen *spill over*-Effekte existieren.

Es ist allerdings durchaus möglich, dass diese Maßnahme vor allem in solchen Agenturbezirken ver-

stärkt zum Einsatz kommt, in denen die Maßnahmeteilnehmer in benachbarte Bezirke – in denen ein ganz anderer *policy mix* verfolgt wird – zum Arbeiten fahren können. Dieses „Ventil“ eines benachbarten Arbeitsmarkts ist typischerweise mit besseren Arbeitsmarktergebnissen in der Heimatregion verbunden als sie ohne die Pendelmöglichkeit zustande kämen. Der wahre kausale Effekt des Politikeinsatzes würde also vom Effekt der Pendelmöglichkeit überlagert. Daher kann man in diesem Beispiel keinesfalls den Schluss ziehen, dass eine Ausweitung des Einsatzes von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen zu besseren Arbeitsmarktergebnissen führte, da der hohe Ausgabenanteil für diese Maßnahme und der Wiedereingliederungsfolg der Arbeitslosen des betreffenden Bezirks nur durch einen erfolgreichen Nachbararbeitsmarkt zustande kommt. In diesem Sinne können Bezirke mit undurchdachter Arbeitsmarktpolitik durchaus davon profitieren, dass benachbarte Bezirke zielführender operieren.

Umgekehrt ist es natürlich auch möglich, dass die Wirkung des erhöhten Einsatzes einer bestimmten Maßnahme, z.B. FbW, als gering eingeschätzt wird, wenn man übersieht, dass in Bezirken mit hohem FbW-Anteil durch starke Einpendelbewegungen der Konkurrenzdruck auf dem Arbeitsmarkt typischerweise besonders hoch ist. Auch hier kann dann keinesfalls die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die Ausgaben für diese Maßnahmen wirkungslos verpuffen, sondern es muss überprüft werden, inwieweit dies von räumlichen *spill over*-Effekten beeinflusst wird. Letztendlich werden bei Vorliegen derartiger Effekte alle Verbesserungen auf dem Arbeitsmarkt der Agenturbezirke, ob durch einen zielführenden *policy mix* oder durch andere Umstände erreicht, auf die angrenzenden Bezirke „überschwappen“ und damit die Analyse der Wirkungen eines unterschiedlichen *policy mix* überlagern bzw. gar verzerren.

Für die im vorgelagerten Schritt herausgefilterten 91 Beobachtungseinheiten wird das in Abschnitt 2.1 beschriebene Panelmodell mit regionenspezifischen Achsenabschnitten geschätzt. Die im Modell berücksichtigten Ergebnisgrößen sind (jeweils relativ zur Anzahl der Erwerbstätigen):

- *Austritte* aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am 1. Arbeitsmarkt
- *Eintritte* in die Arbeitslosigkeit aus Erwerbstätigkeit am 1. Arbeitsmarkt
- *Nettoaustritte* aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am 1. Arbeitsmarkt, d.h. die Differenz zwischen Austritten aus der und Eintritten in die Arbeitslosigkeit

und

- *Austritte* aus der Langzeitarbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am 1. Arbeitsmarkt
- *Übertritte* in die Langzeitarbeitslosigkeit (Dauer: 12 Monate oder mehr)
- *Nettoaustritte* aus Langzeitarbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am 1. Arbeitsmarkt, d. h. die Differenz zwischen Austritten aus der und Eintritten in die Langzeitarbeitslosigkeit.

Als regionale Kontrollvariablen werden folgende Indikatoren der ökonomischen Struktur der Agenturbezirke verwendet:

- *Offene Stellen*: Anzahl der gemeldeten offenen Stellen relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen
- *Kurzarbeiter*: Anzahl der Kurzarbeiter relativ zur Anzahl der Erwerbspersonen als Indikator für die lokale konjunkturelle Situation
- *Altindustrien*: Anteil der Beschäftigten in Altindustrien, d. h. in den Wirtschaftszweigen Land- und Forstwirtschaft, Bergbau, Textil-, Leder-, Holz- und Glasgewerbe, Metallherzeugung und Baugewerbe, an allen Beschäftigten
- *Konzentration*: Anteil der Beschäftigten in Unternehmen mit mehr als 100 Beschäftigten.

Der Einsatz der arbeitsmarktpolitischen Instrumente wird durch Ausgabenanteile abgebildet. Hierbei muss eine adäquate zeitliche Struktur für diese Ausgabenanteile implementiert werden, da diese vor allem aufgrund der unterschiedlichen Dauer der Maßnahmen verschiedenen lange Wirkungsverzögerungen aufweisen (siehe auch Tabelle A.1). Folgende Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik werden mit ihren kontemporären Ausgabenanteilen berücksichtigt, da diese unmittelbare Wirkung erzielen und somit auch unmittelbar zu unerwünschten Substitutions- oder Verdrängungseffekten führen können:

- Trainingsmaßnahmen, da diese Maßnahmen sehr kurz sind
- Lohnsubventionen, d. h. Eingliederungszuschuss, Einstellungszuschuss bei Vertretung und Entgeltssicherung
- Maßnahmen zur Existenzgründungsförderung, d. h. Überbrückungsgeld, Einstellungszuschuss bei Neugründungen und Existenzgründungszuschuss
- Kurzarbeitergeld, da dieses bis zu sechs Monate gewährt wird
- Beschäftigungshilfen für Langzeitarbeitslose

- Maßnahmen der freien Förderung, da die Anzahl der Teilnehmer an Qualifizierungsmaßnahmen innerhalb der freien Förderung relativ klein ist.<sup>8</sup>

Die folgenden Maßnahmen werden hingegen mit ihrem um ein Jahr verzögerten Ausgabenanteil berücksichtigt, da es sich dabei typischerweise um Programme mit längerer Dauer handelt:

- FbW-Maßnahmen inkl. Unterhaltsgeld bei FbW
- Maßnahmen im Rahmen des ESF-BA-Programms
- Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen und beschäftigungsschaffende Infrastrukturmaßnahmen (ABM/BSI)
- Strukturanpassungsmaßnahmen (traditionell)
- Strukturanpassungsmaßnahmen OfW
- Jugendmaßnahmen (JUMP).

Schließlich werden sonstige Maßnahmen, d. h. Mobilitätshilfen, PSA, berufliche Wiedereingliederung behinderter Menschen, Beauftragung Dritter nach § 37 SGB III und Eingliederungsmaßnahmen nach § 42i SGB III jeweils als Referenzkategorie verwendet.

Darüber hinaus werden noch die kontemporären *Gesamtausgaben* (in Mill. €) für Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik sowie die kontemporären *Pro-Kopf-Ausgaben* (in Tausend €), d. h. Ausgaben für Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik relativ zur Anzahl der Arbeitslosen, als Politikvariablen berücksichtigt. Ferner enthält jede Spezifikation eine Indikatorvariable „Hartz-Reformen“, die den Wert 1 für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen (also die Jahre 2003 und 2004) annimmt. Mit diesem Indikator werden alle Politikvariablen, also die jeweiligen Ausgabenanteile, die Gesamtausgaben und die Pro-Kopf-Ausgaben, interagiert, um unterschiedliche Wirkungen des Politikeinsatzes vor und nach den Reformen zu erlauben. Schließlich werden noch Interaktionen der Politikvariablen mit einem Indikator für ostdeutsche Agenturbezirke berücksichtigt, um unterschiedliche Wirkungen des *policy mix* zwischen Ost- und Westdeutschland zuzulassen.

In Tabelle 8 sind die Ergebnisse der Schätzungen des Modells für die Ergebnisgrößen (i) relative Austritte aus der Arbeitslosigkeit, (ii) relative Eintritte in die Arbeitslosigkeit und (iii) relative Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit dokumentiert. Zur

<sup>8</sup> Eine zeitliche Verzögerung dieses Ausgabenanteils ändert an den Ergebnissen nichts Nennenswertes.

Tabelle 8  
Schätzergebnisse auf Ebene der 91 regionalen Arbeitsmärkte

	Austritte aus der Arbeitslosigkeit		Eintritte in die Arbeitslosigkeit		Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit	
<i>Ausgabenanteile</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	<b>-0,0372</b>	<b>(-2,11)</b>	<b>-0,0456</b>	<b>(-2,44)</b>	0,0084	(0,60)
Trainingsmaßnahmen	<b>-0,1901</b>	<b>(-2,31)</b>	-0,0974	(-1,11)	-0,0927	(-1,42)
ESF-BA	<b>-0,2462</b>	<b>(-2,18)</b>	-0,1816	(-1,52)	-0,0646	(-0,72)
Lohnsubventionen	-0,0832	(-1,94)	<b>-0,1041</b>	<b>(-2,29)</b>	0,0209	(0,61)
Existenzgründungsförderung	<b>0,2546</b>	<b>(4,06)</b>	0,1068	(1,61)	<b>0,1478</b>	<b>(2,97)</b>
Kurzarbeitergeld	-0,0553	(-1,29)	-0,0869	(-1,90)	0,0315	(0,92)
Beschäftigungshilfen	-0,0986	(-0,85)	<b>-0,2573</b>	<b>(-2,09)</b>	0,1587	(1,72)
ABM/BSI	<b>-0,0720</b>	<b>(-2,34)</b>	<b>-0,0882</b>	<b>(-2,70)</b>	0,0162	(0,66)
SAM (trad.)	-142,7370	(-0,90)	-63,6325	(-0,38)	-79,1047	(-0,63)
SAM OfW	-0,0567	(-0,79)	-0,1299	(-1,70)	0,0731	(1,28)
JUMP	0,0992	(1,88)	0,1061	(1,89)	-0,0069	(-0,17)
Freie Förderung	-0,0124	(-0,18)	-0,0525	(-0,70)	0,0401	(0,71)
<i>Ausgabenanteile ... nach Hartz-Reformen</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	<b>-0,0292</b>	<b>(-2,00)</b>	<b>-0,0346</b>	<b>(-2,23)</b>	0,0054	(0,46)
Trainingsmaßnahmen	0,0485	(0,79)	0,0230	(0,35)	0,0255	(0,52)
ESF-BA	<b>0,4858</b>	<b>(2,86)</b>	<b>0,4679</b>	<b>(2,59)</b>	0,0179	(0,13)
Lohnsubventionen	0,0117	(0,32)	0,0241	(0,62)	-0,0125	(-0,42)
Existenzgründungsförderung	<b>-0,1469</b>	<b>(-3,04)</b>	-0,0313	(-0,61)	<b>-0,1155</b>	<b>(-3,01)</b>
Kurzarbeitergeld	0,0270	(1,16)	0,0380	(1,53)	-0,0110	(-0,59)
Beschäftigungshilfen	-0,1202	(-0,53)	0,0983	(0,40)	-0,2185	(-1,20)
ABM/BSI	0,0074	(0,47)	-0,0096	(-0,58)	0,0169	(1,37)
SAM (trad.)	-0,4454	(-0,96)	-0,4729	(-0,97)	0,0275	(0,07)
SAM OfW	<b>-0,1999</b>	<b>(-6,03)</b>	<b>-0,1475</b>	<b>(-4,20)</b>	<b>-0,0524</b>	<b>(-1,99)</b>
JUMP	<b>-0,2647</b>	<b>(-3,50)</b>	<b>-0,1950</b>	<b>(-2,43)</b>	-0,0697	(-1,16)
Freie Förderung	0,0402	(0,53)	0,0792	(0,99)	-0,0390	(-0,65)
<i>Ausgabenanteile ... in Ostdeutschland</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	<b>0,0887</b>	<b>(3,15)</b>	<b>0,0607</b>	<b>(2,04)</b>	0,0280	(1,26)
Trainingsmaßnahmen	0,0894	(0,84)	0,0568	(0,51)	0,0326	(0,39)
ESF-BA	0,4262	(1,03)	0,2484	(0,57)	0,1778	(0,54)
Lohnsubventionen	0,0950	(1,55)	<b>0,1273</b>	<b>(1,96)</b>	-0,0323	(-0,66)
Existenzgründungsförderung	<b>-0,2800</b>	<b>(-3,82)</b>	<b>-0,2335</b>	<b>(-3,00)</b>	-0,0465	(-0,80)
Kurzarbeitergeld	-0,0103	(-0,05)	-0,0517	(-0,25)	0,0414	(0,27)
Beschäftigungshilfen	0,0328	(0,10)	0,5134	(1,42)	-0,4806	(-1,77)
ABM/BSI	0,0621	(1,61)	<b>0,1225</b>	<b>(2,99)</b>	-0,0605	(-1,97)
SAM (trad.)	142,7419	(0,90)	63,5737	(0,38)	79,1684	(0,63)
SAM OfW	0,1088	(1,25)	0,1306	(1,41)	-0,0218	(-0,32)
JUMP	-0,0312	(-0,33)	-0,0807	(-0,80)	0,0495	(0,66)
Freie Förderung	0,1154	(0,90)	-0,0434	(-0,32)	0,1588	(1,57)
<i>Ausgaben</i>						
Gesamt	<b>-0,0002</b>	<b>(-2,24)</b>	<b>-0,0003</b>	<b>(-2,44)</b>	0,0000	(0,44)
Gesamt nach Hartz-Reformen	0,0000	(-1,46)	0,0000	(-1,03)	0,0000	(-0,46)
Gesamt in Ostdeutschland	0,0002	(1,53)	0,0002	(1,63)	0,0000	(-0,25)
Gesamt nach Hartz-Reformen in Ostdeutschland	0,0000	(0,92)	0,0000	(0,78)	0,0000	(0,12)
Pro-Kopf	0,0022	(1,16)	0,0017	(0,83)	0,0005	(0,35)
Pro-Kopf nach Hartz-Reformen	-0,0034	(-1,91)	-0,0003	(-0,16)	<b>-0,0031</b>	<b>(-2,19)</b>
Pro-Kopf in Ostdeutschland	0,0037	(1,44)	0,0013	(0,49)	0,0024	(1,16)
Pro-Kopf nach Hartz-Reformen in Ostdeutschland	<b>0,0039</b>	<b>(2,85)</b>	0,0010	(0,66)	<b>0,0030</b>	<b>(2,70)</b>
<i>Strukturmerkmale</i>						
Offene Stellen	<b>0,0683</b>	<b>(2,29)</b>	0,0361	(1,14)	0,0322	(1,36)
Kurzarbeiter	0,0055	(1,50)	<b>0,0080</b>	<b>(2,06)</b>	-0,0025	(-0,87)
Altindustrien	<b>-0,0021</b>	<b>(-2,26)</b>	<b>-0,0023</b>	<b>(-2,26)</b>	0,0001	(0,17)
Konzentration	0,0007	(1,37)	0,0006	(1,03)	0,0001	(0,35)
<i>Zeitliche Entwicklung</i>						
Hartz-Reformen	-0,0208	(-1,34)	<b>-0,0522</b>	<b>(-3,18)</b>	<b>0,0314</b>	<b>(2,56)</b>
Dummy 2001	0,0012	(0,56)	<b>-0,0088</b>	<b>(-3,74)</b>	<b>0,0100</b>	<b>(5,69)</b>
Dummy 2003	<b>0,0445</b>	<b>(4,02)</b>	<b>0,0538</b>	<b>(4,58)</b>	-0,0093	(-1,06)
R <sup>2</sup>	0,69		0,71		0,02	
F-Test auf gemeinsame Signifikanz der fixed effects	11,0		11,2		3,7	

Anmerkungen: t-Werte in Klammern; signifikante (zum 5 %-Niveau) Schätzungen sind hervorgehoben.

leichteren Interpretierbarkeit der Schätzergebnisse verweisen fett gedruckte t-Werte auf statistisch signifikante Koeffizienten auf 95 %-Signifikanzniveau. Alle Koeffizienten sind immer im Vergleich zur ausgelassenen Referenzkategorie (Ausgabenanteil für sonstige Maßnahmen) zu interpretieren. Dies bedeutet insbesondere im Hinblick auf die Wirkung des Instrumenteneinsatzes nach den Hartz-Reformen, dass eine positive (negative) Veränderung bei einem bestimmten Instrument auch durch eine negative (positive) Veränderung der Wirkungsweise der Referenzkategorie ausgelöst worden sein kann.

Hinsichtlich der Bewegungen in und aus der Arbeitslosigkeit legen die Resultate den Schluss nahe, dass eine ganze Reihe von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik sowohl die Austritte aus der als auch die Eintritte in die Arbeitslosigkeit signifikant und in die gleiche Richtung beeinflussen. Dies zeigt sich beispielsweise für FbW-Maßnahmen, Lohnsubventionen, ABM/BSI und JUMP. Höhere Ausgaben für ABM/BSI, FbW und JUMP scheinen somit dazu zu führen, dass ein erheblicher Teil an Teilnehmern z. B. aufgrund der langen Maßnahmedauern in Arbeitslosigkeit verweilt (niedrigere Austritte), wobei jedoch diejenigen, die eine Beschäftigung finden, diese seltener wieder verlieren (niedrigere Eintritte). Der negative Effekt der Lohnsubventionen auf beide Stromgrößen hingegen lässt sich dadurch erklären, dass mittels Lohnsubventionen relativ viele *job-to-job*-Bewegungen erzeugt werden. Solche Bewegungen würden einerseits die Eintritte in die Arbeitslosigkeit reduzieren, hätten aber andererseits auch zur Folge, dass weniger Austritte zustande kämen, da weniger Individuen arbeitslos werden. Aufgrund der gleichläufigen Bewegungen ist der Effekt all dieser Maßnahmen auf die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt daher auch nicht statistisch signifikant.

Demgegenüber weist die Existenzgründungsförderung einen signifikant positiven Einfluss auf die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit auf, der durch höhere Austrittsraten getrieben wird. Allerdings zeigt sich für diese Maßnahmen eine signifikant negative Abweichung nach den Hartz-Reformen. Insgesamt ist der Effekt der Existenzgründungsförderung zwar immer noch positiv, allerdings legen die Resultate den Schluss nahe, dass sich ihre Wirkung im Vergleich zur Referenzgruppe verringert hat, was natürlich auch auf einen verbesserten Effekt der sonstigen Maßnahmen zurückzuführen sein kann. Einen ebenfalls positiven, allerdings nur schwach signifikanten (90 %-Signifikanzniveau) Effekt auf die Nettoaustritte beobachtet man für die Beschäftigungshilfen für Langzeitarbeitslose. Für dieses In-

strument zeigt sich außerdem eine schwach signifikant negative Abweichung für Ostdeutschland, die betragsmäßig größer ist. Eine ebenfalls negative Abweichung für Ostdeutschland beobachtet man beim Ausgabenanteil für ABM/BSI. Allerdings ist hier der übergeordnete Effekt insignifikant. Dies bedeutet, dass ABM/BSI-Maßnahmen im Osten die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit in reguläre Erwerbstätigkeit reduzieren, wohingegen sie im Westen keinen Einfluss haben. Für diese Maßnahmen ergibt sich für den Zeitraum nach den Hartz-Reformen keine signifikante Abweichung. Allerdings muss hierbei beachtet werden, dass die ABM-Reform erst Anfang 2004 in Kraft getreten ist. Für genauere Aussagen müssen daher die Daten des Jahres 2005 abgewartet werden.

Darüber hinaus zeigt sich für die Pro-Kopf-Ausgaben, dass diese nach den Hartz-Reformen einen signifikant negativen Einfluss in Westdeutschland, dafür jedoch einen positiven in Ostdeutschland aufweisen. Insgesamt heben sich diese beiden Wirkungen jedoch gegenseitig auf, da der geschätzte Koeffizient ungefähr gleich groß ist. Die Höhe der Gesamtausgaben spielt für die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit keine Rolle. Geldausgaben allein scheint also keine erfolversprechende Strategie zu sein. Schließlich legen die Schätzergebnisse für die Indikatorvariable „Hartz-Reformen“ den Schluss nahe, dass durch die Änderungen, die im Zuge der Reformen durchgeführt wurden und die nichts mit dem konkreten Einsatz der Arbeitsmarktpolitik vor Ort zu tun haben, eine statistisch signifikante Verringerung der Eintritte in die Arbeitslosigkeit erreicht wurde, die sich auch in einer Erhöhung der Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit niederschlägt.

Tabelle 9 enthält die Schätzergebnisse für die abhängigen Variablen (i) relative Übertritte in die Langzeitarbeitslosigkeit, (ii) relative Austritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt sowie (iii) den Saldo aus diesen beiden Stromgrößen. Hierbei zeigt sich, dass Trainingsmaßnahmen eine schwach signifikant positive Wirkung auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit aufweisen, die vor allem durch eine Reduktion der Übertritte in die Langzeitarbeitslosigkeit hervorgerufen wird. Allerdings beobachtet man für dieses Instrument nach den Hartz-Reformen eine signifikant negative Abweichung, deren quantitative Dimension gleich groß ist, so dass der Gesamteffekt im Durchschnitt Null ist.

Ein ähnliches Bild ergibt sich für JUMP. Auch hier ist der Effekt vor den Hartz-Reformen signifikant positiv und wird danach in einer vergleichbaren

Tabelle 9  
Schätzergebnisse auf Ebene der 91 regionalen Arbeitsmärkte

	Austritte aus der Arbeitslosigkeit		Eintritte in die Arbeitslosigkeit		Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit	
<i>Ausgabenanteile</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	0,0020	(0,69)	0,0014	(0,15)	0,0006	(0,08)
Trainingsmaßnahmen	-0,0076	(-0,55)	-0,0791	(-1,90)	0,0715	(1,87)
ESF-BA	0,0027	(0,14)	-0,0599	(-1,05)	0,0625	(1,19)
Lohnsubventionen	0,0077	(1,08)	0,0025	(0,11)	0,0052	(0,26)
Existenzgründungsförderung	0,0123	(1,17)	0,0173	(0,55)	-0,0051	(-0,17)
Kurzarbeitergeld	0,0028	(0,38)	-0,0013	(-0,06)	0,0040	(0,20)
Beschäftigungshilfen	0,0362	(1,87)	0,0846	(1,44)	-0,0484	(-0,90)
ABM/BSI	-0,0068	(-1,33)	-0,0186	(-1,20)	0,0117	(0,82)
SAM (trad.)	-12,8474	(-0,49)	94,1320	(1,18)	-106,9794	(-1,46)
SAM OfW	-0,0176	(-1,47)	0,0105	(0,29)	-0,0281	(-0,84)
JUMP	0,0042	(0,48)	<b>-0,0594</b>	<b>(-2,23)</b>	<b>0,0636</b>	<b>(2,60)</b>
Freie Förderung	0,0004	(0,03)	-0,0157	(-0,44)	0,0161	(0,49)
<i>Ausgabenanteile ... nach Hartz-Reformen</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	-0,0038	(-1,57)	-0,0036	(-0,49)	-0,0002	(-0,03)
Trainingsmaßnahmen	-0,0077	(-0,76)	<b>0,0667</b>	<b>(2,16)</b>	<b>-0,0744</b>	<b>(-2,62)</b>
ESF-BA	0,0158	(0,56)	-0,0510	(-0,59)	0,0668	(0,85)
Lohnsubventionen	-0,0101	(-1,64)	-0,0142	(-0,76)	0,0041	(0,24)
Existenzgründungsförderung	-0,0106	(-1,32)	-0,0216	(-0,89)	0,0109	(0,49)
Kurzarbeitergeld	0,0000	(-0,01)	0,0115	(0,98)	-0,0115	(-1,07)
Beschäftigungshilfen	-0,0616	(-1,62)	-0,1371	(-1,19)	0,0755	(0,71)
ABM/BSI	0,0016	(0,60)	0,0135	(1,71)	-0,0119	(-1,65)
SAM (trad.)	-0,0115	(-0,15)	-0,1426	(-0,61)	0,1311	(0,61)
SAM OfW	-0,0084	(-1,52)	-0,0265	(-1,59)	0,0181	(1,18)
JUMP	0,0096	(0,76)	0,0699	(1,83)	-0,0603	(-1,72)
Freie Förderung	0,0009	(0,07)	-0,0237	(-0,62)	0,0246	(0,70)
<i>Ausgabenanteile ... in Ostdeutschland</i>						
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	0,0053	(1,12)	<b>0,0347</b>	<b>(2,45)</b>	<b>-0,0295</b>	<b>(-2,26)</b>
Trainingsmaßnahmen	-0,0108	(-0,61)	<b>0,2511</b>	<b>(4,70)</b>	<b>-0,2619</b>	<b>(-5,34)</b>
ESF-BA	<b>-0,1800</b>	<b>(-2,62)</b>	0,3456	(1,66)	-0,5255	(-2,75)
Lohnsubventionen	-0,0035	(-0,35)	<b>-0,1243</b>	<b>(-4,01)</b>	<b>0,1208</b>	<b>(4,25)</b>
Existenzgründungsförderung	-0,0078	(-0,64)	<b>-0,1251</b>	<b>(-3,38)</b>	<b>0,1174</b>	<b>(3,46)</b>
Kurzarbeitergeld	-0,0581	(-1,80)	0,1287	(1,31)	<b>-0,1868</b>	<b>(-2,08)</b>
Beschäftigungshilfen	0,0195	(0,34)	-0,1821	(-1,06)	0,2016	(1,27)
ABM/BSI	0,0072	(1,12)	0,0035	(0,18)	0,0037	(0,21)
SAM (trad.)	12,8476	(0,49)	-94,1320	(-1,18)	106,9795	(1,46)
SAM OfW	0,0151	(1,04)	-0,0081	(-0,18)	0,0231	(0,57)
JUMP	<b>0,0369</b>	<b>(2,33)</b>	<b>-0,1115</b>	<b>(-2,32)</b>	<b>0,1484</b>	<b>(3,37)</b>
Freie Förderung	0,0328	(1,55)	-0,0011	(-0,02)	0,0339	(0,57)
<i>Ausgaben</i>						
Gesamt	0,0000	(0,62)	0,0001	(1,12)	0,0000	(-1,00)
Gesamt nach Hartz-Reformen	0,0000	(1,44)	<b>0,0000</b>	<b>(2,70)</b>	<b>0,0000</b>	<b>(-2,43)</b>
Gesamt in Ostdeutschland	0,0000	(-0,38)	-0,0001	(-1,60)	0,0001	(1,61)
Gesamt nach Hartz-Reformen in Ostdeutschland	0,0000	(-1,40)	<b>0,0000</b>	<b>(-2,62)</b>	<b>0,0000</b>	<b>(2,35)</b>
Pro-Kopf	-0,0005	(-1,70)	<b>-0,0044</b>	<b>(-4,59)</b>	<b>0,0039</b>	<b>(4,38)</b>
Pro-Kopf nach Hartz-Reformen	<b>-0,0007</b>	<b>(-2,50)</b>	-0,0009	(-1,00)	0,0002	(0,18)
Pro-Kopf in Ostdeutschland	-0,0005	(-1,09)	-0,0009	(-0,73)	0,0005	(0,40)
Pro-Kopf nach Hartz-Reformen in Ostdeutschland	<b>0,0005</b>	<b>(2,26)</b>	0,0004	(0,53)	0,0001	(0,23)
<i>Strukturmerkmale</i>						
Offene Stellen	-0,0058	(-1,16)	-0,0103	(-0,68)	0,0045	(0,33)
Kurzarbeiter	-0,0004	(-0,62)	0,0001	(0,07)	-0,0005	(-0,30)
Altindustrien	-0,0002	(-1,32)	-0,0002	(-0,38)	0,0000	(-0,06)
Konzentration	-0,0001	(-1,21)	<b>-0,0005</b>	<b>(-2,01)</b>	0,0004	(1,75)
<i>Zeitliche Entwicklung</i>						
Hartz-Reformen	<b>0,0082</b>	<b>(3,18)</b>	0,0097	(1,24)	-0,0015	(-0,21)
Dummy 2001	0,0007	(1,90)	0,0002	(0,22)	0,0005	(0,44)
Dummy 2003	-0,0026	(-1,42)	-0,0040	(-0,71)	0,0014	(0,27)
R <sup>2</sup>	0,20		0,25		0,30	
F-Test auf gemeinsame Signifikanz der fixed effects	6,3		16,7		14,7	

Anmerkungen: t-Werte in Klammern; signifikante (zum 5 %-Niveau) Schätzungen sind hervorgehoben.

Größenordnung signifikant negativ. Allerdings beobachtet man hier auch eine signifikant positive Abweichung für Ostdeutschland, deren quantitative Dimension erheblich ist. Darüber hinaus zeigt sich in Ostdeutschland, dass höhere Ausgabenanteile für Humankapitalmaßnahmen, FbW- und Trainingsmaßnahmen sowie das ESF-BA-Programm zu geringeren Nettoaustritten aus der Langzeitarbeitslosigkeit führen, wobei dies für alle drei Maßnahmentearten durch eine Erhöhung der Eintritte in die Langzeitarbeitslosigkeit hervorgerufen wird. Die Austritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt bleiben in Ostdeutschland von FbW- und Trainingsmaßnahmen unberührt.

Demgegenüber weisen direkte Lohnsubventionen und Instrumente der Existenzgründungsförderung im Osten einen signifikant positiven Einfluss auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit in reguläre Beschäftigung auf und werden hauptsächlich durch verringerte Übertritte in die Langzeitarbeitslosigkeit getrieben. Die Nettoaustrittsrate aus der Langzeitarbeitslosigkeit erhöht sich um 12 Prozent durch eine Erhöhung des Ausgabenanteils für Lohnsubventionen um einen Prozentpunkt. Die durchschnittlichen Gesamtausgaben in Ostdeutschland beliefen sich im Beobachtungszeitraum auf rund 256 Mill. €. Der durchschnittliche Anteil an Ausgaben für direkte Lohnsubventionen im Osten umfasste ca. 2 Prozent, dies entspricht rund 5,1 Mill. €. Würde dieser um einen Prozentpunkt auf 3 Prozent erhöht, so entspräche dies Mehrausgaben für dieses Instrument von etwa 2,56 Mill. €.

Durch diese Mehrausgaben würde sich die Nettoaustrittsrate aus der Langzeitarbeitslosigkeit um 0,12 Prozentpunkte von ca. -6 Prozent auf rund -5,88 Prozent erhöhen. Bezogen auf die durchschnittliche Anzahl an Erwerbspersonen von ca. 227.000 Personen entspricht dies einer Erhöhung der jährlichen Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit um rund 272 Personen und damit durchschnittlichen Integrationskosten von rund 9.400 € pro Jahr und Person.

Höhere Pro-Kopf-Ausgaben haben einen eigenständigen positiven Effekt auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit, für den weder nach den Hartz-Reformen noch in Ostdeutschland eine signifikante Abweichung zu beobachten ist. Die Gesamtausgaben für Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik weisen im Zeitraum nach den Hartz-Reformen einen signifikant negativen Effekt auf, der allerdings durch eine signifikant positive Abweichung in Ostdeutschland konterkariert wird. Schließlich werden zwar die Austritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit durch die im Rahmen der Hartz-Reformen durchgeführten Änderungen der Arbeitsmarktpolitik signi-

fikant erhöht, die nicht mit dem Politikeinsatz zusammenhängen, jedoch lässt sich keine eigenständige Wirkung dieser Reformkomponenten auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt beobachten.

Vergleicht man die Resultate der Schätzungen auf der Ebene der regionalen Arbeitsmärkte mit denen auf Ebene der 176 Agenturbezirke (Ergebnisse sind auf Wunsch von den Autoren erhältlich), so fällt besonders ein Unterschied deutlich auf: Der geschätzte Einfluss des Ausgabenanteils von ABM/BSI in Ostdeutschland auf der Ebene der 176 Agenturen ist signifikant positiv, auf der Ebene der regionalen Arbeitsmärkte jedoch signifikant negativ. Diese Veränderung in den Resultaten verdeutlicht, wie wichtig die oben bereits ausführlich diskutierte Beseitigung räumlicher *spill over*-Effekte für die Identifikation des kausalen Effekts der Arbeitsmarktpolitik ist. Offensichtlich spielt die Möglichkeit, dass Maßnahmeteilnehmer aus bestimmten Agenturbezirken in andere Bezirke pendeln können, insbesondere für die mit hohen Ausgaben für ABM assoziierten Arbeitsmarkt Bewegungen eine wichtige Rolle.

Betrachtet man beispielsweise diejenigen ostdeutschen Agenturbezirke, die an einen westdeutschen Agenturbezirk angrenzen, sowie die beiden Agenturbezirke Pirna und Bautzen, die an Dresden angrenzen und mit diesem Bezirk verbunden werden, so stellt man fest, dass diese 13 Agenturbezirke einen ähnlich hohen Ausgabenanteil für ABM aufweisen wie alle anderen ostdeutschen Agenturbezirke, jedoch signifikant höhere Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit. Ein t-Test auf Gleichheit der Ausgabenanteile an ABM in diesen beiden Regionengruppen liefert eine Teststatistik von 1,62 und erlaubt somit nicht, die Nullhypothese zu verwerfen, dass beide Anteile gleich sind. Hingegen ergibt ein t-Test auf Gleichheit der Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit für beide Regionengruppen eine Teststatistik von 2,42 und legt damit den Schluss nahe, dass die Regionengruppe mit den besseren Pendelmöglichkeiten in günstigere Arbeitsmarktregionen signifikant höhere Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit aufweist.

## 5 Fazit

Mit Hilfe eines Panelmodells mit regionenspezifischen Achsenabschnitten wurde die Wirkung des regional unterschiedlichen Einsatzes der arbeitsmarktpolitischen Instrumente auf verschiedene Indikato-

ren zu Bewegungen des Arbeitsmarktes für den Zeitraum 2000–2004 untersucht. Die Beobachtungseinheiten sind hierbei 91 regionale Arbeitsmärkte, die aus den 176 Agenturbezirken (Berlin vereint) durch ein hierarchisches Clusterungsverfahren auf Basis der Pendlerverflechtungen zwischen den Agenturbezirken konstruiert wurden.

Die Auswertung der Agenturbefragung legt den Schluss nahe, dass die Agenturen ein sehr ambitioniertes Steuerungskonzept verfolgen, bei dem sie sehr viele Zieldimensionen gleichzeitig im Blickfeld halten wollen. Inwieweit dieses ambitionierte Steuerungskonzept darauf zurückzuführen ist, dass die derzeit existierenden Zielvereinbarungen zwischen den Agenturen und ihren Regionaldirektionen auf einem sehr komplexen Indikatorenkatalog beruhen, muss offen bleiben. Es ist jedoch Skepsis angebracht, inwieweit ein Steuerungskonzept, das derart viele Dimensionen gleichzeitig berücksichtigen möchte, praktisch implementiert werden kann. Unsere Analysen legen den Schluss nahe, dass die Bedeutung, die den abgefragten Indikatoren zur Steuerung der Arbeitsmarktpolitik und der geschäftspolitischen Ausrichtung beigemessen wird, sich nicht in der konkreten Ausgestaltung der Politik niederschlägt. Darüber hinaus scheint hierbei eine deutliche agenturspezifische Heterogenität zu existieren.

Unsere Untersuchungen verdeutlichen ferner, dass die Berücksichtigung räumlicher *spill over*-Effekte bei der Identifikation des kausalen Effekts des Politikeinsatzes wichtig ist. Die Existenz von Pendelmöglichkeiten für Arbeitnehmer eröffnet Kanäle für räumliche Zusammenhänge über die Grenzen der Agenturbezirke hinweg, deren Vernachlässigung zu Fehlschlüssen hinsichtlich der Wirksamkeit des regionalen Einsatzes einzelner Instrumente der aktiven Arbeitsmarktpolitik führen kann. Die in unseren Analysen gewählte Lösung der Zusammenfassung von Agenturbezirken zu Arbeitsmarktregionen, die dann als Beobachtungseinheit dienen, impliziert für die Interpretation der Ergebnisse, dass diese Regionen kein einheitliches Steuerungsgebilde darstellen. Da die Agenturbezirke dieser Regionen aufgrund der Pendlerverflechtungen allerdings *nicht* als eigenständige Einheiten betrachtet werden können, erscheint es wichtig, dass die einzelnen Agenturen einer solchen Region ihre Zusammenarbeit im Hinblick auf die Steuerung und Ausgestaltung des Einsatzes der arbeitsmarktpolitischen Instrumente intensivieren und institutionalisieren.

Die Schätzergebnisse für die Bewegungen in die und aus der *Arbeitslosigkeit* legen den Schluss nahe, dass eine ganze Reihe von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik sowohl die Austritte aus der als

auch die Eintritte in die Arbeitslosigkeit signifikant und in die *gleiche* Richtung beeinflusst und ihr Effekt auf die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt somit nicht statistisch signifikant ist. Eine Ausnahme hiervon bildet die Existenzgründungsförderung. Diese weist einen signifikant positiven Einfluss auf die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit auf, der durch höhere Austrittsraten getrieben wird. Allerdings zeigt sich für diese Maßnahmen auch eine signifikant negative Abweichung nach den Hartz-Reformen. Für ABM/BSI-Maßnahmen beobachtet man in Ostdeutschland, dass diese die Nettoaustritte aus der Arbeitslosigkeit in reguläre Erwerbstätigkeit signifikant reduzieren, wohingegen sie im Westen keinen Einfluss haben.

Die Resultate zu den Bewegungen in die und aus der *Langzeitarbeitslosigkeit* deuten darauf hin, dass Trainingsmaßnahmen und das JUMP-Programm vor den Hartz-Reformen eine schwach signifikant positive Wirkung auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit aufweisen, die vor allem durch eine Reduktion der Übertritte in die Langzeitarbeitslosigkeit hervorgerufen wird. Allerdings sind diese Effekte nach den Hartz-Reformen nicht mehr festzustellen. Demgegenüber weisen direkte Lohnsubventionen und Instrumente der Existenzgründungsförderung im Osten einen signifikant positiven Einfluss auf die Nettoaustritte aus der Langzeitarbeitslosigkeit in reguläre Beschäftigung auf und werden hauptsächlich durch verringerte Übertritte in die Langzeitarbeitslosigkeit hervorgerufen.

Insgesamt weisen die Ergebnisse unserer Untersuchungen also darauf hin, dass ein umfangreicher Einsatz subventionierter Beschäftigung am *zweiten* Arbeitsmarkt keine erfolversprechende und teilweise sogar kontraproduktive Strategie ist. Zwar wurde der Einsatz dieser Maßnahmen, insbesondere der Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen, mittlerweile deutlich reduziert, jedoch findet sich im SGB II-Regelungskreis das Instrument der Arbeitsgelegenheiten (sog. Ein-Euro-Jobs), das in seiner Konstruktion den Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen sehr ähnlich ist. Es besteht daher die begründete Befürchtung, dass sich die eher negativen Erfahrungen mit ABM auch beim Instrument der Arbeitsgelegenheiten wiederholen könnten.

Des Weiteren stützen die Resultate den Befund, dass Subventionen, die auf eine Beschäftigung am *ersten* Arbeitsmarkt abzielen, eine wesentlich aussichtsreichere Strategie für eine signifikante Verringerung der Arbeitslosigkeit zu sein scheinen. Es liegt daher nahe, von diesen Instrumenten stärker Gebrauch zu machen. Dabei muss berücksichtigt

werden, dass ein Problem dieser Maßnahmen in der Gefahr von Mitnahmeeffekten in nennenswertem Umfang besteht. Die Identifikation und Quantifizierung solcher Mitnahmeeffekte ist alles andere als trivial und im Rahmen von Untersuchungen auf regionaler Ebene auch nicht möglich. Allerdings kann aus einer Zunahme der Austritte aus der (Langzeit-) Arbeitslosigkeit mit Hilfe solcher Maßnahmen nicht geschlossen werden, dass Mitnahmeeffekte in großem Stil existieren; auch die Produktivität von formal gut ausgebildeten Arbeitnehmern muss nicht notwendigerweise ausreichend für eine Beschäftigung ohne Subvention sein, da sich einmal erworbenes Humankapital im Zeitablauf und vermutlich insbesondere im Zuge längerer Arbeitslosigkeitsphasen entwertet.

Abschließend muss betont werden, dass vom Einsatz der Instrumente aktiver Arbeitsmarktpolitik nicht erwartet werden kann, dass sich das Problem der Arbeitslosigkeit beseitigen oder auf ein gemeinlich als akzeptabel betrachtetes Niveau reduzieren lässt. Sowohl die Signifikanz als auch die quantitative Dimension unserer Schätzergebnisse verdeutlichen, dass dies *allein* durch solche Maßnahmen vollkommen unrealistisch erscheint. Neben strukturellen Reformen, die vor allem Geringqualifizierten den Zugang zum Arbeitsmarkt erleichtern, sollte daher die Prävention von Arbeitslosigkeit stärker in den Fokus der Arbeitsmarktpolitik rücken. Die beste Versicherung gegen Arbeitslosigkeit besteht in einer guten Ausbildung, die fortlaufend aktuellen Entwicklungen angepasst wird. Dies belegen nicht nur aggregierte Daten zur Betroffenheit von Arbeitslosigkeit nach Qualifikationsgruppen (vgl. z.B. IAB-Kurzbericht 9/2005), sondern auch zahlreiche Individualuntersuchungen (vgl. z.B. Schmidt 2000a und 2000b). Die Arbeitsmarktpolitik wird sich folglich in Zukunft als ein Bestandteil einer kohärenten Strategie zur Förderung lebenslangen Lernens begreifen müssen, wenn sie einen Beitrag im Kampf gegen die Arbeitslosigkeit leisten will.

## Literatur

- Acs Z./L. Anselin/A. Varga* (1997): Local geographic spillovers between university research and technology innovation. *Journal of Urban Economics*, 42, 422–448.
- Anselin, L.* (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- Baumont, C./C. Ertur/J. Le Gallo* (2000): Geographic Spillover and Growth. A Spatial Econometric Analysis for European Regions. Mimeo, University of Burgundy (<http://ungaro.u-bourgogne.fr/ertur/e2000-97.pdf>).
- Blien, U./L. Blume/A. Eickelpasch/K. Geppert/E. Maierhofer/D. Vollkommer/K. Wolf* (2001): Neue Bundesländer – Einflussfaktoren der Regionalentwicklung. Studie von IAB/DIW im Auftrag der KfW.
- Bode, E.* (1998): Lokale Wissensdiffusion und regionale Divergenz in Deutschland. *Kieler Studien* 293, Tübingen: Mohr.
- Bode, E.* (2004): The Spatial Pattern of Localized R&D Spillovers: An Empirical Investigation for Germany. *Journal of Economic Geography*, 4, 43–64.
- Calmfors, L./P. Skedinger* (1995): Does Active Labour Market Policy Increase Employment? Theoretical Considerations and Some Empirical Evidence From Sweden. *Oxford Review of Economic Policy*, 11, 91–109.
- Fertig, M./C.M. Schmidt/H. Scheider* (2006): Active Labor Market Policy in Germany – Is there a successful policy strategy? *Erscheint in: Regional Science and Urban Economics*.
- Fertig, M./J. Kluge/C.M. Schmidt/H. Apel/W. Friedrich/H. Hägele* (2004): Die Hartz-Gesetze zur Arbeitsmarktpolitik. Ein umfassendes Evaluationskonzept. RWI: Schriften, 74, Berlin (Duncker & Humblot).
- Fitzenberger, B./R. Hujer* (2002): Stand und Perspektiven der Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 3 (2), 139–158.
- Fitzenberger, B./St. Speckesser* (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick. ZEW Discussion Paper No. 00–96, ZEW Mannheim.
- Hagen, T.* (2003): Three Approaches for the Evaluation of Active Labour Market Policy in East Germany Using Regional Data. ZEW Discussion Paper 03–27, ZEW Mannheim.
- Hagen, T./V. Steiner* (2000): Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit: Analysen und Empfehlungen zur Arbeitsmarktpolitik. ZEW Wirtschaftsanalysen, 51, Baden-Baden (Nomos).
- Heckman, J. J./R. J. Lalonde/J.A. Smith* (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: O. Ashenfelter and D. Card (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, 3, Elsevier: Amsterdam.
- Hujer, R./U. Blien/M. Caliendo/C. Zeiss* (2002): Macroeconomic Evaluation of Active Labour Market Policies in Germany – A Dynamic Panel Approach Using Regional Data. Universität Frankfurt a. M., Working Paper und IZA Discussion Paper No. 616, IZA-Bonn.
- Layard, R./R. Jackman/S. Nickell* (1991): *Unemployment*. Oxford University Press, Oxford.
- Pannenberg, M./J. Schwarze* (1996): Unemployment, Labor Market Training Programs and Regional Wages: An Extended Wage Curve Approach. DIW-Diskussionspapiere, 139, Berlin.

RWI, ISG, IWH, GISA, M. Burda und M. Kvasnicka (2006): Verbesserung beschäftigungspolitischer Rahmenbedingungen und Makrowirkungen aktiver Arbeitsmarktpolitik (Modul 1f), Bericht 2005. RWI Essen.

Schmidt, C. M. (2000a): The Heterogeneity and Cyclical Sensitivity of Unemployment: An Exploration of German Labor Market Flows. *ifo Studies*, 46, 73–98.

Schmidt, C. M. (2000b): Persistence and the German Unemployment Problem: Empirical Evidence on German Labor Market Flows. *Economie et Statistique*, 332–333, 83–95.

Schmidt, C. M. (1999): Knowing What Works: The Case for Rigorous Program Evaluation. IZA Discussion Paper No. 77, IZA-Bonn.

Schmidt, C. M./K. F. Zimmermann/M. Fertig/J. Kluge (2001): Perspektiven der Arbeitsmarktpolitik. Berlin et al.: Springer-Verlag.

Steiner, V./E. Wolf/J. Egel/M. Almus/H. Schrumpf/P. Feldotto (1998): Strukturanalyse der Arbeitsmarktentwicklung in den neuen Bundesländern. ZEW Wirtschaftsanalysen, 30, Baden-Baden.

## Anhang

Tabelle A.1

### Variablenbeschreibung – Maßnahmegruppen und Einzelmaßnahmen

Variable	Beschreibung
<b>Intensität</b>	
Gesamtausgaben	Gesamtausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik in Mill. Euro
Pro-Kopf-Ausgaben	Ausgaben für Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (in Tausend Euro) relativ zum Jahresdurchschnittsbestand an Arbeitslosen
<b>Ausgabenanteile an Gesamtausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik – zeitliche Wirkung</b>	
<b>Humankapitalmaßnahmen („Humankapital“)</b>	
FbW (inkl. Unterhaltsgeld)	FbW-Maßnahmen (inkl. Unterhaltsgeld bei FbW) – verzögert
Trainingsmaßnahmen	Trainingsmaßnahmen – unmittelbar
ESF-BA	Maßnahmen im Rahmen des ESF-BA-Programms – verzögert
<b>Beschäftigung im ersten Arbeitsmarkt („Anreize“)</b>	
Lohnsubventionen	Eingliederungszuschuss, Einstellungszuschuss bei Vertretung und Entgeltsicherung – unmittelbar
Existenzgründungsförderung	Überbrückungsgeld, Einstellungszuschuss bei Neugründungen und Existenzgründungszuschuss – unmittelbar
Kurzarbeitergeld	Kurzarbeitergeld – unmittelbar
Beschäftigungshilfen	Beschäftigungshilfen für Langzeitarbeitslose – unmittelbar
<b>Beschäftigung im zweiten Arbeitsmarkt (ABM/SAM)</b>	
ABM/BSI	Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) und beschäftigungsschaffende Infrastrukturmaßnahmen (BSI) – verzögert
SAM (trad.)	Strukturanpassungsmaßnahmen (traditionell) – verzögert
SAM OfW	Strukturanpassungsmaßnahmen Ost für Wirtschaftsunternehmen – verzögert
<b>Maßnahmen für Jugendliche („Jugend“)</b>	
JUMP	Jugendmaßnahmen (JUMP) – verzögert
<b>Sonstige Maßnahmen</b>	
Freie Förderung	Maßnahmen der freien Förderung – unmittelbar
Sonstige Maßnahmen	PSA, Mobilitätshilfen, berufliche Wiedereingliederung behinderter Menschen, Beauftragung Dritter nach § 37 SGB III und Eingliederungsmaßnahmen nach § 421i SGB III – Referenzkategorie