



Munich Personal RePEc Archive

**Regional Growth Effects of Private  
Sector Investment Grants in Germany?:  
A spatial econometric analysis for  
German labour markets**

Alecke, Björn and Mitze, Timo and Untiedt, Gerhard

RWI Essen, GEFRA Muenster

May 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/22643/>

MPRA Paper No. 22643, posted 12 May 2010 13:32 UTC

# REGIONALE WACHSTUMSEFFEKTE DER GRW-FÖRDERUNG?

## EINE RÄUMLICH-ÖKONOMETRISCHE ANALYSE AUF BASIS DEUTSCHER ARBEITSMARKTREGIONEN

**Björn Alecke**  
**Timo Mitze**  
**Gerhard Untiedt**

Kontakt:

Björn Alecke  
**GEFRA - Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen**  
Tel.: (+49-251) 263 9311 Fax: (+49-251) 263 9319  
Email: [alecke@gefra-muenster.de](mailto:alecke@gefra-muenster.de)

Timo Mitze  
**Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung**  
Hohenzollernstr. 1-3, D-45128 Essen  
Tel.: (+49-201) 81 49-223  
Fax: (+49-201) 81 49-200  
Email: [timo.mitze@rwi-essen.de](mailto:timo.mitze@rwi-essen.de)

Gerhard Untiedt  
**GEFRA - Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen**  
Tel.: (+49-251) 263 9311 Fax: (+49-251) 263 9319  
Email: [untiedt@gefra-muenster.de](mailto:untiedt@gefra-muenster.de)

**Technische Universität Clausthal**  
Institut für Wirtschaftswissenschaft  
Julius-Albert-Str. 2, 38 678 Clausthal-Zellerfeld  
Tel.: (+49-5323) 72 – 7625, Fax: (+49-5323) 72 - 7639

## **INHALTSVERZEICHNIS**

<b>Tabellenverzeichnis .....</b>	<b>III</b>
<b>Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>IV</b>
<b>Zusammenfassung .....</b>	<b>0</b>
<b>Abstract.....</b>	<b>0</b>
<b>1 Einleitung .....</b>	<b>1</b>
<b>2 Bisherige Arbeiten zu den Effekten der GRW-Förderung .....</b>	<b>2</b>
<b>3 Untersuchungsansatz aus der empirischen Wachstumsforschung .....</b>	<b>6</b>
<b>4 "KLASSISCHE" SCHÄTZERGEBNISSE FÜR DEUTSCHE ARBEITSMARKTREGIONEN .....</b>	<b>10</b>
4.1    Unbedingte Konvergenz.....	10
4.2    Bedingte Konvergenz.....	13
<b>5 MODELLERWEITERUNG ZUR ANALYSE VON RÄUMLICHEN EXTERNALITÄTEN.....</b>	<b>24</b>
<b>6 ZUSAMMENFASSUNG.....</b>	<b>37</b>
<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>39</b>
<b>A Anhang .....</b>	<b>41</b>

---

## TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle.1:	Bedingte Konvergenzregression 1994-2006 für die Arbeitsproduktivität.....	18
Tabelle 2:	Test auf räumliche Autokorrelation der Schätzresiduen im Wachstumsmodell.....	28
Tabelle 3:	Maximum Likelihood Schätzung des räumlich erweiterten Wachstumsmodells.....	30
Tabelle 4:	SDM und SDEM Modell zur Messung von Spillover-Effekten der GRW.....	32
Tabelle 5:	Moran's I für die Schätzresiduen der verschiedenen räumlichen Modelle.....	36
Tabelle A.6:	Wachstumsdeterminanten – Erklärende Variablen im bedingten Konvergenzmodell.....	41
Tabelle A.7:	Deskriptive Statistiken zu den Variablen (unlogarithmierte Ausgangswerte).....	43

## ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1:	Unbedingte Konvergenzregression im Querschnitt der deutschen Arbeitsmarktregionen.....	13
Abbildung 2:	Stilisierte Darstellung des zusammengesetzten GRW-Fördereffekts im OLS Modell.....	21
Abbildung 3:	Verteilung des GRW-Effekts auf die geförderten Arbeitsmarktregionen .....	21
Abbildung 4:	Entwicklung der $ Z $ -Statistik für Distanzen im Intervall [25km, 280km] .....	27
Abbildung 5:	Moran's I Scatterplot für die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität.....	28
Abbildung 6:	Direkter und indirekter Effekt der GRW für geförderte Arbeitsmarktregionen .....	35

## ZUSAMMENFASSUNG

Die vorliegende Arbeit analysiert den Einfluss der Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) auf das Produktivitätswachstum von 225 deutschen Arbeitsmarktregionen im Zeitraum 1994 bis 2006. Ausgangspunkt der Untersuchung ist eine „Barro-Type“-Schätzgleichung auf Basis wachstumsökonomischer Überlegungen. Besondere Aufmerksamkeit kommt dabei der Quantifizierung des Effekts der GRW als erklärende Variable zuteil. Hier zeigen die Schätzergebnisse für verschiedene Modellspezifikationen einen signifikant positiven direkten Einfluss der Förderung auf die Produktivitätsentwicklung für knapp zwei Drittel der geförderten Arbeitsmarktregionen. Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, wird das klassische ökonometrische Modell schließlich um „räumliche“ Komponenten erweitert. Die Schätzung eines Spatial Lag Modells zeigt zunächst, dass für deutsche Arbeitsmarktregionen ein positiver räumlicher Wachstumsverbund zu beobachten ist, d.h. von einer stärker wachsenden Region gehen positive Spillovereffekte auf die Nachbarregionen aus. Wird darüber hinaus versucht, für räumliche Effekte der exogenen Variablen zu kontrollieren, ergeben sich auf Basis eines Spatial Durbin und Spatial Durbin Error Modells negative Spillovereffekte der GRW-Förderung. Dieser Effekt bleibt dabei stabil, wenn räumliche Lags weiterer erklärender Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden. Der negative indirekte Effekt der GRW-Förderung führt dazu, dass nur noch für knapp 45% der Fördergebiete mit niedrigem Ausgangseinkommen ein positiver Gesamteffekt auf das Produktivitätswachstum zu beobachten ist (etwa 73% des Einkommensniveaus der nicht-geförderten westdeutschen Arbeitsmarktregionen).

## ABSTRACT

This paper provides an analysis of the impact of the German “Joint Task for the Improvement of Regional Economic Structures” (GRW) on labour productivity growth of 225 German labour market regions for the period 1994 to 2006. The empirical regression approach builds on a “Barro-type” growth equation, where a special focus is given to the policy instrument as additional right hand side regressor. The results show that for different model specifications the direct effect of the regional policy instrument on labour productivity growth remains statistically significant and positive for almost two thirds of the supported labour markets. In order to check for the robustness of the results we also augment the standard regression approach to the field of spatial econometrics. Here the results for the Spatial Lag model show that we observe a strong positive spatial spillover effect for productivity growth among neighbouring regions. If we additionally include further spatial lags of the right hand side regressors in the growth equation, the estimated coefficients for the resulting Spatial Durbin and Spatial Durbin Error model indicate that there is a negative spillover effect from the GRW policy on neighbouring regions. This effect remains stable, if we add further spatial lags of other explanatory variables. The indirect distorting effect of the GRW programme yields to the result that only for about 45% of supported regions a positive overall effect was found (with an initial income level up to 73% of the non-funded West German labour markets).

In diesem Papier wird der Einfluss der Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) auf das Produktivitätswachstum von 225 deutschen Arbeitsmarktregionen im Zeitraum 1994 bis 2006 mit Hilfe ökonometrischer Verfahren untersucht. Die GRW ist das zentrale Instrument von Bund und Ländern, um Investitionen in strukturschwachen Regionen zu fördern und regionales Wachstum zu unterstützen. Die Zielsetzungen der GRW spiegeln somit das Spannungsfeld zwischen ausgleichs- und wachstumsorientierter Förderpolitik. Entsprechend hat die GRW in der empirisch orientierten Literatur große Aufmerksamkeit gefunden. Während eine Reihe von Autoren positive Effekte der GRW identifiziert, kommen andere Untersuchungen zu dem Ergebnis, dass die Förderung entweder insignifikant in Bezug auf Wachstumsimpulse für geförderte Regionen ist bzw. darüber hinaus sich sogar negativ auf das Wachstum von nicht geförderten Regionen in der räumlichen Umgebung der Fördergebiete auswirkt. Die vorliegenden empirischen Studien unterscheiden sich jedoch erheblich hinsichtlich ihrer theoretischen Fundierung, der verwendeten Schätzmethoden, Untersuchungszeiträume und -einheiten. Vor dem Hintergrund des uneinheitlichen Befundes und der methodischen Unterschiede wird in der vorliegenden Arbeit eine Schätzung der Wachstumseffekte der GRW durchgeführt, bei der zum einen ein Augenmerk auf eine wachstumstheoretische Fundierung der Schätzfunktion sowie zum anderen ein besonderes Gewicht auf die Anwendung so genannter räumlich-ökonometrischer Verfahren gelegt wird.

Der Aufsatz ist wie folgt gegliedert: Abschnitt 2 fasst die bisherige empirische Literatur zu den Effekten der regionalen Wirtschaftsförderung im Rahmen der GRW in Deutschland zusammen. In Abschnitt 3 wird dann das theoretische Fundament des Schätzansatzes gelegt. Dabei liegt der Fokus auf Überlegungen aus der neoklassischen Wachstumstheorie. Hierauf aufbauend wird in Abschnitt 4 eine bedingte Konvergenzgleichung für die Arbeitsproduktivität in deutschen Arbeitsmarktregionen empirisch bestimmt, wobei die Intensität der GRW-Förderung als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen wird. In Abschnitt 5 wird das klassische Regressionsmodell schließlich um räumliche Komponenten erweitert, die es ermöglichen, regionale Spillovereffekte der endogenen und exogenen Variablen zu messen. Abschnitt 6 fasst die Ergebnisse der Arbeit zusammen.

---

## BISHERIGE ARBEITEN ZU DEN EFFEKTEN DER GRW-FÖRDERUNG

Bevor eine eigene Schätzung zu den Wachstumswirkungen der regionalen Wirtschaftsförderung für deutsche Arbeitsmarktregionen vorgenommen wird, wird in diesem Abschnitt ein Überblick über die bisher erzielten Ergebnisse empirischer Untersuchungen für die GRW gegeben, um eine Einordnung dieser Untersuchung in den Kontext vorliegender Forschungsarbeiten zu ermöglichen. Die GRW gilt seit ihrer Einführung Ende der 1960er Jahre als das zentrale Instrument der regionalen Wirtschaftspolitik in der Bundesrepublik. Gegenstand der GRW ist die zielgerichtete Förderung gewerblicher Investitionen und wirtschaftsnaher Infrastrukturmaßnahmen in strukturschwachen Regionen. Damit soll die GRW explizit zum Ausgleich der Lebensverhältnisse in den Regionen Deutschlands beitragen. In der Umsetzung legen Bund und Länder gemeinsam die Fördergebiete, Höchstsätze, Tatbestände und Mittelverteilung fest. Die GRW setzt hierbei einen zentralen Koordinierungsrahmen für andere raumwirksame Politikbereiche wie z.B. für den Einsatz der Mittel aus dem Europäischen Fonds für die Regionale Entwicklung (EFRE) oder auch die spezifische Gewährung einer steuerlichen Investitionszulage in Ostdeutschland.<sup>1</sup>

Mittlerweile gibt es eine Vielzahl von Veröffentlichungen zu der Frage, ob und inwieweit die Ziele der GRW erreicht wurden und welchen Beitrag die Förderung gewerblicher Investitionen und der wirtschaftsnahen Infrastruktur dazu geleistet hat.<sup>2</sup> Gleichwohl ist zu konstatieren, dass darunter nur wenig „echte“ Wirkungskontrollen zu finden sind, die die quantitativen Veränderungen der Zielgrößen infolge des regionalpolitischen Instrumenteneinsatzes durch eine stringente Anwendung des „without“-Prinzips ermitteln.<sup>3</sup> Die vorliegenden empirischen Wirkungskontrollen zur GRW-Förderung lassen sich dabei grundsätzlich in mikroökonomische Ansätze mit Fokus auf einzelbetriebliche Fördereffekte einerseits und aggregierte makroökonomische Untersuchungen andererseits untergliedern. Die folgenden Betrachtungen beschränken sich auf makroökonomische Studien, die den Einfluss der GRW-Förderung auf Ebene von Regionen (Kreise, Arbeitsmarkt- oder Raumordnungsre-

---

<sup>1</sup> Im Zuge der Wiedervereinigung wurde die GRW nahezu unverändert auf die ostdeutschen Bundesländer übertragen. Eine Übersicht über die Fördergebiete der GRW bis 2006 ist in Abbildung 1 im Anhang dargestellt. Die Abbildung zeigt, dass die Gesamtheit der neuen Bundesländer und im früheren Bundesgebiet weite Teile Norddeutschlands, altindustrielle Wirtschaftsräume in Nordrhein-Westfalen, Saarland und Rheinland-Pfalz, sowie strukturschwache Regionen im Norden Hessens und Ost-Bayern Fördergebiet sind.

<sup>2</sup> Vgl. Lammers, Niebuhr (2002).

<sup>3</sup> Vgl. Schalk, Untiedt (1999).



gionen) zu bestimmen versuchen. Ein wesentlicher Vorteil makroökonomischer Untersuchungen ist, dass sie auch indirekte Einflüsse der regionalen Wirtschaftsförderung (Multiplikatoreffekte, Externalitäten) auf die betrachteten regionalen Volkswirtschaften berücksichtigen. Mikroökonomische Studien dagegen erfassen nur den direkten Einfluss der Förderung auf Unternehmen, ohne Rückwirkungen in andere Teilbereiche der Ökonomie abbilden zu können.

Der erste hier zu behandelnde Forschungsansatz wurde sukzessive an der Universität Münster entwickelt und basiert auf mehreren, aufeinander aufbauenden Veröffentlichungen, in denen das zu Grunde liegende Schätzmodell jeweils methodisch verfeinert und die Datenbasis kontinuierlich erweitert wurde. Die letzte Version des Modells liefert die Publikation von Schalk, Untiedt (2000), auf die im Folgenden Bezug genommen wird.<sup>4</sup> Gegenstand dieses Ansatzes ist die Entwicklung eines strukturellen, partialanalytischen Modells der Faktornachfrage unter Berücksichtigung einer Einkommensgleichung im Verarbeitenden Gewerbe für die Kreise Westdeutschlands im Zeitraum von 1978-1989. Die Besonderheit der Arbeit von Schalk und Untiedt kann in der theoriegeleiteten Trennung von Substitutions- und Einkommenseffekten der GRW-Investitionsförderung auf die regionalpolitischen Zielvariablen Investitionen und Beschäftigung betrachtet werden. Es zeigt sich, dass der Einkommenseffekt den Substitutionseffekt überwiegt, und die durch die GRW-Förderung erreichte Senkung der Kapitalnutzungskosten nicht nur zu einer Erhöhung der Investitionen, sondern auch zu einer Ausweitung der Beschäftigung in den geförderten westdeutschen Regionen führt.

In einer zweiten an der Universität Kassel entstandenen Forschungsarbeit von Eckey, Kosfeld (2005) steht dagegen die Schätzung einer zeitpunktbezogenen Bestimmungsgleichung für das Pro-Kopf-Einkommen im Jahr 2001, also ein Modell in seiner reduzierten Form, für westdeutsche Arbeitsmarktregionen im Mittelpunkt der Betrachtung. Dabei berücksichtigen Eckey und Kosfeld in ihrem räumlich-ökonomischen Schätzansatz explizit regionale Verlagerungseffekte, um den volkswirtschaftlichen Nettoeffekt der GRW-Investitionsförderung zu ermitteln. Die beiden Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass eine Erhöhung der Investitionsförderung zwar in den geförderten Regionen zu einer Zunahme des Pro-Kopf-Einkommens führt, aber mit einem negativen Einfluss auf nicht-geförderte Regionen einhergeht. In der Summe von direkten und indirekten Wirkungen über alle Regionen ergibt sich ein nur äußerst schwacher positiver Effekt der regionalen Investitionsförderung. Anzumerken ist allerdings, dass sich weder der direkte noch der indirekte Einfluss der GRW-Förderung als statistisch signifikant erweist.

Blien et al. (2003) ziehen für ihre Studie, in der sie eine integrierende Gesamtbeurteilung der Wirksamkeit von Maßnahmen der regionalen Wirtschaftsförderung

---

<sup>4</sup> Vgl. hierzu Bölting (1976), Erfeld (1980), Asmacher, Schalk, Thoss (1987), Deitmer (1993), Franz, Schalk (1992, 1995). Die geschätzten Wirkungszusammenhänge der Arbeit von Schalk, Untiedt (2000) waren auch Grundlage für die Abschätzung der GRW-Fördereffekte in einer für das Land Thüringen erstellten Studie, vgl. Riedel, Scharr, Untiedt (1999).

und der aktiven Arbeitsmarktpolitik in den neuen Ländern vornehmen, einen auf Paneldaten beruhenden Schätzansatz heran. In diesen gehen neben verschiedenen von der regionalökonomischen Theorie nahe gelegten erklärenden Variablen diverse Maßgrößen zur Erfassung des Politikeinflusses ein. Als makroökonomische Zielvariable dient die Beschäftigungsentwicklung in den ostdeutschen Kreisen von 1993 bis 1999. Für die GRW-Förderung können die Autoren einen signifikant positiven Effekt auf die Beschäftigungsentwicklung in den ostdeutschen Regionen feststellen.

Ebenfalls nur mit Blick auf die regionale Wirtschaftsförderung in den ostdeutschen Bundesländern hat der Sachverständigenrat in seinem Jahresgutachten 2004/2005 (SVR 2004) mittels einer Konvergenzregression den Zusammenhang zwischen Produktivitätswachstum und den Fördermitteln der GRW überprüft. Für den Zeitraum 1992 bis 2001 deuten die Resultate des SVR auf eine signifikante Konvergenz in der wirtschaftlichen Entwicklung für die ostdeutschen Arbeitsmarktregionen hin. Darüber hinaus weisen die von 1990 bis 2001 geflossenen gewerblichen Investitionshilfen je Einwohner einen signifikant positiven Einfluss auf das Produktivitätswachstum auf.

Auch Alecke, Untiedt (2007) greifen in ihrer Untersuchung auf den wachstumstheoretisch motivierten Schätzansatz einer Konvergenzregression zurück. Für den Querschnitt der west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen in den Jahren 1994 bis 2003 finden die beiden Autoren, dass die GRW-Förderung eine signifikant positive Wirkung auf das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens ausübt. Zugleich zeigt sich, dass Arbeitsmarktregionen einen (absolut) umso größeren Konvergenzparameter aufweisen, je höher ihre erhaltenen GRW-Fördermittel im betrachteten Zeitraum waren. Die GRW erweist sich somit als eine für die regionale Wirtschaftsentwicklung effektive Politikmaßnahme, die durch die Erhöhung der interregionalen Kapitalmobilität den Konvergenzprozess beschleunigt und im Aufholprozess temporär das Pro-Kopf-Einkommen erhöht.

Schließlich kommen Röhl, von Speicher (2009) sowohl in einer aggregierten als auch sektoral-disaggregierten Betrachtung für die ostdeutschen Kreise zu positiven Ergebnissen: Die Autoren schätzen für den Zeitraum 1996 bis 2006 ein Paneldaten-Modell mit der Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe als abhängige Variable. Die Autoren verzichten auf eine theoretisch motivierte Variablenselektion für die Regressoren, sondern schätzen das Modell lediglich in Abhängigkeit eines Zeitrends, verschiedener Dummy-Variablen für Regionstypen sowie der zeitlich verzögerten GRW-Fördermittel. Gegenüber diesem Standardmodell werden weitere Spezifikationen geschätzt, um zu überprüfen, ob sich die Elastizitäten je nach Regionstyp und sektoraler Disaggregation (letztere bezogen auf regionale Beschäftigungseffekte) unterscheiden. Über alle Modellspezifikationen hinweg kommen die Autoren zu signifikant positiven Ergebnissen. Eine potentielle Kritik am Ansatz von Röhl und von Speicher ist darin zu sehen, dass einerseits keine echten „fixen Effekte“ für jede Querschnittseinheit gebildet werden und zudem keine zeitvariablen ökonomischen Kontrollvariablen in die Panelregression aufgenommen wurden.

Insgesamt zeigt der Überblick über die bisherigen makroökonomischen Studien somit, dass die regionale Wirtschaftsförderung im Rahmen der GRW als ein regionalpolitisches Instrument gesehen werden kann, das in den Förderregionen einen signifikant positiven Einfluss auf Investitionstätigkeit, Beschäftigung und die regionale Wirtschaftsleistung aufweist. Kritisch anzumerken ist jedoch, dass mit Ausnahme der Studie von Eckey und Kosfeld in den vorliegenden Schätzungen die räumlichen Zusammenhänge zwischen den regionalen Querschnittseinheiten vernachlässigt und ggf. Umlenkungseffekte der Investitionsförderung bei den nicht-geförderten Regionen nicht berücksichtigt werden. In der Studie von Eckey und Kosfeld wird zwar explizit für die räumliche Dimension der GRW-Förderung und die damit assoziierten (positiven oder negativen) Spillover-Effekte kontrolliert. Die beiden Autoren finden jedoch keine statistisch signifikanten „räumlichen“ Ergebnisse.

Ein weiterer Kritikpunkt ist, dass in einigen Arbeiten die theoretische Fundierung des zu Grunde liegende Schätzmodells unklar bleibt und die Zahl der in die Betrachtung einbezogenen Potenzialfaktoren recht gering ist. Dies erschwert die Interpretation der ermittelten Schätzkoeffizienten und erhöht zugleich die Gefahr einer statistischen Verzerrung der geschätzten Parameter aufgrund vernachlässigter Variablen (*omitted variables bias*). Vor diesem Hintergrund wird in dieser Arbeit zum einen eine Aktualisierung der Schätzung von Alecke und Untiedt vorgenommen, die auf einer wachstumstheoretischen Fundierung der Schätzgleichung basiert und in der neben der Variable für die GRW-Förderung eine Vielzahl von weiteren erklärenden Variablen bzw. Potenzialfaktoren Eingang finden. Zum anderen wird in methodischer Sicht der Ansatz um räumlich-ökonomische Schätzverfahren erweitert, um zu überprüfen, ob die positiven Wirkungen der GRW-Förderung auch dann erhalten bleiben, wenn für interregionale Rückkopplungs- und Umlenkungseffekte bei der Schätzung kontrolliert wird.

---

## UNTERSUCHUNGSANSATZ AUS DER EMPIRISCHEN WACHSTUMSFORSCHUNG

Bis auf den Untersuchungsansatz in Schalk und Untiedt, bei dem ein dynamisches Mehrgleichungsmodell auf Basis einer mikroökonomischen Fundierung verwendet wird, greift der Rest der hier betrachteten empirischen Arbeiten zur GRW auf einen Einzelgleichungsansatz zurück. Auch wenn Unterschiede im Detail festzustellen sind, so ist doch für diesen Schätzansatz charakteristisch, dass auf der linken Seite des Gleichungszeichens als zu erklärende Größe wirtschaftspolitische Zielvariablen wie das Pro-Kopf-Einkommen, die Arbeitsproduktivität (definiert als BIP oder BWS je Erwerbstätigen) oder die Beschäftigung in einer Region stehen. Auf der rechten Seite der Gleichung findet sich als erklärende Größe zum einen eine Variable, die der Erfassung des Politikeinflusses in den Regionen dient wie etwa die GRW-Fördersumme je Einwohner. Zum anderen tauchen auf der rechten Seite des Gleichungszeichens als weitere erklärende Variablen Kennziffern auf, die die Ausstattung einer Region mit so genannten Potenzialfaktoren anzeigen. Die Potenzialfaktoren bzw. ihre entsprechenden Indikatoren werden in den Regressionen als Kontrollvariablen benötigt, um die wirtschaftliche Entwicklung der Regionen von nicht der Ausgleichspolitik zurechenbaren Einflüssen zu „bereinigen“ und die Effekte der Politikvariablen genauer herausarbeiten zu können.

Bei den meisten der bisher vorliegenden makroökonomischen Studien wird die Spezifikation der Schätzgleichung, d. h. die Auswahl der Variablen und die Bestimmung der funktionalen Form ihres Zusammenhangs, zumeist nicht auf Grundlage eines explizit formulierten theoretischen Modells vorgenommen. Insbesondere bei der Frage, welche Potenzialfaktoren neben den Variablen zur Erfassung des Politikeinflusses zusätzlich in dem empirischen Modell berücksichtigt werden sollten, basieren diese Arbeiten in der Regel auf ad hoc Plausibilitätsüberlegungen ohne explizite theoretische Fundierung. Insoweit sind die geschätzten Einzelgleichungen als reduzierte Form von nicht näher spezifizierten theoretischen Modellen zu interpretieren und entsprechend kann eine Beurteilung des Vorzeichens und der Größenordnung der geschätzten Parameter lediglich auf Basis von Plausibilitätsüberlegungen vorgenommen werden.

Im Folgenden wird daher auf Basis eines aktuellen Datensatzes eine methodische Erweiterung des Ansatzes von Alecke, Untiedt angestrebt, um die Wirkungen der regionalen Ausgleichspolitik mit Hilfe eines empirischen Modells zu testen. Die Arbeit baut dabei einerseits explizit auf wachstumstheoretischen Überlegungen auf, die in der empirischen Wachstumsforschung als so genannte „Barro-Type“ Konver-

genzregressionen populär geworden sind.<sup>5</sup> Andererseits wird im Schätzansatz aus statistischen und theoretischen Überlegungen heraus für räumliche Abhängigkeiten zwischen den Variablen kontrolliert. Letzteres ermöglicht es, das Modell nicht nur auf statistische Fehlspezifikationen (insbesondere Normalverteilungsannahme der Residuen) zu testen, sondern erlaubt auch die Identifikation von positiven und negativen indirekten Spillovereffekten.

Der wesentliche methodische Vorteil der wachstumstheoretisch fundierten Ableitung der Schätzgleichung liegt in der Möglichkeit, die Wirkungsrichtung und die Größenordnung der geschätzten Koeffizienten mit denjenigen Werten zu vergleichen, die auf der Grundlage der strukturellen Parameter des theoretischen Modells zu erwarten gewesen wären und die in der umfangreichen empirischen Literatur zu den Determinanten des regionalen Wachstums üblicherweise gefunden werden. Zudem ermöglicht der Rückgriff auf die Wachstumsforschung eine stärker theoriegestützte Auswahl der erklärenden Variablen, i.e. der Potenzialfaktoren.<sup>6</sup>

Mit Hilfe einer Regressionsanalyse über einen Querschnitt von Regionen wird in diesem Untersuchungsansatz eine Gleichung empirisch getestet, die sich durch zwei Besonderheiten auszeichnet: Zum einen steht nicht das Niveau des Pro-Kopf-Einkommens zu einem bestimmten Zeitpunkt, sondern die Wachstumsrate in einem (möglichst langen) Zeitraum als erklärende Variable auf der linken Seite der Regressionsgleichung. Zum anderen wird auf der rechten Seite der Regressionsgleichung mit dem Pro-Kopf-Einkommen zum Anfangszeitpunkt des Untersuchungszeitraums eine „Kontrollvariable“ für die relative Rückständigkeit einer Region berücksichtigt.<sup>7</sup>

Die Begründung für diesen Schätzansatz ergibt sich aus der neoklassischen Wachstumstheorie, wonach Regionen mit differierenden Einkommensniveaus unterschiedlich wachsen werden, und zwar derart, dass die anfangs „ärmere“ Ökonomie

---

<sup>5</sup> Vgl. Barro, Sala-i-Martin (1995), Durlauf, Johnson, Temple (2005).

<sup>6</sup> Zentraler Baustein aller Wachstumstheorien ist eine so genannte makroökonomische Produktionsfunktion, die einen funktionalen Zusammenhang zwischen dem Einkommen bzw. dem Output einer Volkswirtschaft und seinen Bestimmungsfaktoren postuliert. Dabei wird die Höhe der Produktion einer Volkswirtschaft im Allgemeinen durch den Einsatz von Arbeit und Kapital aber auch durch den (technisch verwertbaren) Wissensstand einer Volkswirtschaft bestimmt. Im nationalen Kontext spricht man von diesen (und möglichen weiteren) Bestimmungsfaktoren der Produktion entsprechend von Produktionsfaktoren, im regionalen Kontext von Potenzialfaktoren.

<sup>7</sup> Da in den Modellen der Wachstumstheorie üblicherweise Vollbeschäftigung herrscht, ist die Unterscheidung von Einkommen je Einwohner und Erwerbstätigen in der Theorie nicht weiter von Interesse. In der empirischen Praxis jedoch werden alternativ beide Konzepte verwendet. Unterschiede zwischen dem regionalen Einkommen je Einwohner und demjenigen je Erwerbstätigen werden durch Unterschiede in der Erwerbstätigenquote (Verhältnis Erwerbstätige zu Einwohnern) hervorgerufen. In dieser Größe finden sich unterschiedliche demografische Strukturen (Verhältnis Erwerbsfähige zu Einwohnern), Unterschiede in der Erwerbsneigung (Verhältnis Erwerbspersonen zu Erwerbsfähigen) und Unterschiede in der Beschäftigungsrate (Verhältnis Erwerbstätige zu Erwerbspersonen) wieder. Daneben wird das Verhältnis Einwohner zu Erwerbstätigen auf der regionalen Ebene noch durch Pendlerverflechtungen verzerrt, da die Einwohner nach dem Wohnort-, die Erwerbstätigen jedoch nach dem Arbeitsortprinzip erfasst werden.

mit einer höheren Rate wächst, bis sie die „reichere“ eingeholt hat (das Begriffspaar „arm“ und „reich“ wird hier immer mit Bezug auf die Höhe des Pro-Kopf-Einkommens zu Anfang eines bestimmten Untersuchungszeitraums verwendet). Das Einkommen zum Anfangszeitpunkt kontrolliert für die Vorhersage der neoklassischen Wachstumstheorie, dass sich die Wachstumsraten von Regionen mit differierendem Ausgangseinkommen pro Kopf voneinander unterscheiden werden. Besitzt diese Variable ein negatives (positives) Vorzeichen deutet dies auf eine Konvergenz (Divergenz) der regionalen Wirtschaftsentwicklung hin. Weiterhin lässt sich zeigen, dass es über das Ausgangseinkommen pro Kopf möglich wird, den Einfluss des Sachkapitals auf das Wirtschaftswachstum „mitzumessen“. Dies ist ein großer schätztechnischer Vorteil der „Barro-Type“-Konvergenzregressionen, da in der Regel keine belastbaren statistischen Daten für regionale Kapitalstöcke vorliegen.

Für eine formale Herleitung der empirischen Schätzgleichung(en) aus der neoklassischen Wachstumstheorie sei auf Barro und Sala-i-Martin (2003) verwiesen. An dieser Stelle sei nur erwähnt, dass der zentrale Mechanismus dieser Theorie in der Annahme der so genannten abnehmenden Grenzproduktivität des Kapitals liegt. Weil die Grenzproduktivität des Kapitals eine negative Funktion des bereits akkumulierten Kapitalstocks ist, ergibt sich aus der neoklassischen Wachstumstheorie die Vorhersage, dass eine Region mit einem geringen Kapitalbestand zu einem bestimmten Ausgangszeitpunkt nachfolgend höhere Wachstumsraten aufweisen wird als eine Region mit einem hohen Kapitalbestand. Zu beachten ist, dass der Kapitalbestand bzw. der Umfang des Kapitaleinsatzes immer pro Kopf gemessen wird, man spricht auch von der Kapitalintensität. Unterschiedliche Bevölkerungsgrößen der Regionen spielen somit für diese Aussage keine Rolle.

Grundsätzlich sind bei empirischen Untersuchungen auf Grundlage der neoklassischen Wachstumstheorie zwei Fallunterscheidungen von Interesse: Auf der einen Seite gibt es die so genannte „*unbedingte*“ *Konvergenz*. In diesem Fall wird davon ausgegangen, dass der einzige Grund, warum sich das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens zwischen Regionen unterscheiden kann, in einer unterschiedlichen Ausstattung der Regionen mit Kapital pro Kopf liegt. Wegen der abnehmenden Grenzproduktivität des Kapitals sollte eine einfache Regression über einen Querschnitt von Regionen somit einen negativen Zusammenhang zwischen dem Umfang des Kapitalstocks in den Regionen zu Anfang des Untersuchungszeitraums und ihrem nachfolgenden Wachstum des Einkommens liefern. In einer „Barro-Type“ Konvergenzregression wird der Zusammenhang zwischen Einkommenswachstum und Kapitalbestand pro Kopf allerdings nicht direkt geschätzt, sondern die Höhe des Kapitalstocks zu einem Zeitpunkt wird durch das Pro-Kopf-Einkommen zu diesem Zeitpunkt ersetzt.

Auf der anderen Seite gibt es im Rahmen des neoklassischen Wachstumsmodells den Fall der so genannten „*bedingten*“ *Konvergenz*. Hierbei wird angenommen, dass interregionale Disparitäten im Einkommen bzw. seinem Wachstum nicht nur auf die unterschiedliche Ausstattung von Regionen mit Sachkapital zurückzuführen

sind, sondern darüber hinaus durch Unterschiede in der Bevölkerungsentwicklung, der Investitionsquote und dem technologischen Niveau zwischen den Regionen verursacht bzw. bedingt werden. Das technologische Niveau ist in der neoklassischen Wachstumstheorie als eine Art „Sammelkasten“ für alle anderen Potenzialfaktoren der regionalen Wirtschaftsentwicklung und auch der wirtschaftspolitischen Einflüsse zu verstehen. Maßgeblich bestimmt wird das technologische Niveau dabei vom Stand des technisch verwertbaren Wissens einer Region. Dieser hängt von den eigenen Innovationsanstrengungen, aber auch von den Möglichkeiten ab, „regionsfremdes“ Wissen absorbieren zu können. In den Regressionen zur bedingten Konvergenz wird daher der einfache Zusammenhang zwischen dem Wachstum des Einkommens und dem Niveau des Ausgangseinkommens pro Kopf um weitere erklärende Variablen auf der rechten Seite der Gleichung erweitert. Zu diesen erklärenden Größen gehören die von verschiedenen regionalökonomischen Theorien nahe gelegten Potenzialfaktoren ebenso wie Variablen zur Erfassung von (ausgleichs-)politischen Impulsen.

Die Fallunterscheidung von unbedingter und bedingter Konvergenz ist bei einer empirischen Untersuchung von regionalen Wachstumsprozessen deswegen von Bedeutung, weil mit ihr wichtige Implikationen für die Rechtfertigung und Reichweite ausgleichspolitischer Maßnahmen einhergehen. Bei der unbedingten Konvergenz gilt, dass in dem Maße wie es durch die Ausgleichspolitik gelingt, interregionale Unterschiede im Kapitalstock abzubauen, es auch zu einem vollständigen Ausgleich der Einkommen kommt. Gleichzeitig fallen die ausgleichs- und wachstumspolitischen Ziele der Regionalpolitik zusammen, da die ärmeren Regionen auch eine höhere Grenzproduktivität des Kapitals aufweisen. Kapital, welches von den reichen in die armen Regionen umgelenkt wird, führt in den armen Regionen zu einem Wachstumsgewinn der den Wachstumsverlust in den reichen Regionen übersteigt.

Bei bedingter Konvergenz gelten diese einfachen Zusammenhänge nicht mehr. Unterscheiden sich die Regionen hinsichtlich ihres technologischen Niveaus, ihrer Spar- bzw. Investitionsneigung und ihrer Bevölkerungsentwicklung, gleicht sich das Einkommen in den Regionen auch dann nicht an, wenn der Umfang des Kapitaleinsatzes in der Produktion identisch ist. Zudem fallen das Ausgleichs- und Wachstumsziel nicht mehr zwangsläufig zusammen, sondern hängen von der spezifischen Situation der Regionen ab. Grob gesagt ist die Grenzproduktivität des Kapitals nur noch dann in den armen Regionen höher als in den reichen, wenn ihr relativer Rückstand bei der Kapitalausstattung deutlich größer ist als beim technologischen Niveau. Dies ist allerdings nicht zu vermuten, so dass bei bedingter Konvergenz in der Regel der durch die Umlenkung von Kapital erzielte Wachstumsgewinn in den armen Regionen geringer sein wird als der Wachstumsverlust in den reichen Regionen.

## "KLASSISCHE" SCHÄTZERGEBNISSE FÜR DEUTSCHE ARBEITSMARKTREGIONEN

### 4.1 UNBEDINGTE KONVERGENZ

Zur Bestimmung des Zusammenhangs zwischen der regionalen Wirtschaftsentwicklung, den Potenzialfaktoren und Politikvariablen wurden umfangreiche Regressionsanalysen auf der Basis von Daten für die 225 west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen im Zeitraum von 1994 bis 2006 durchgeführt.<sup>8</sup> Die zu erklärende Variable ist die Wachstumsrate des regionalen Einkommens je Erwerbstätigen (im Folgenden auch alternativ Produktivität) und wird mit  $y_i$  bezeichnet, wobei  $i$  für die beobachteten Querschnittseinheiten (in unserem Fall Arbeitsmarktregionen) steht. Zur Linearisierung des Zusammenhangs wird die Wachstumsrate dabei in logarithmischer Annäherung bestimmt  $(1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})]$ , wobei  $T$  den Betrachtungszeitraum festlegt.<sup>9</sup>

Den Ausgangspunkt der Schätzungen bildete zunächst die „klassische“ unbedingte Konvergenzregression der neoklassischen Wachstumstheorie

$$(1) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a + b(\ln(y_{i,0})) + u_i \quad \text{mit } i = 1, 2, \dots, N.$$

Variable  $u_i$  ist ein normalverteilter Störterm. Die linke Seite von Gleichung (1) stellt die durchschnittliche Wachstumsrate der Produktivität für die Periode zwischen 0 bis  $T$  dar. Diese wird gegen das (logarithmierte) Niveau der Produktivität zu Beginn des Beobachtungszeitraums  $(\ln(y_{i,0}))$  regressiert. Mit Schätzgleichung (1), die auch als unbedingte Konvergenzregression bezeichnet wird, ist implizit die Annahme verbunden, dass der einzige Grund für unterschiedliche Wachstumsraten des Einkommens je Erwerbstätigen zwischen Regionen in einer divergierenden Ausstattung mit Kapital zu sehen ist. Der Umfang des Kapitalstocks je Erwerbstätigen zu Anfang des Untersuchungszeitraums kann – wie sich durch Umformungen auf Basis der neo-

<sup>8</sup> Die hier vorgenommene Analyse greift auf die Klassifikation der Arbeitsmarktregionen gemäß der zu Anfang des Untersuchungszeitraums gültigen Abgrenzung der Fördergebietskulisse zurück. Diese wurde im Jahr 1993 festgelegt und teilt die Bundesrepublik flächendeckend in 225 kreis-scharf abgesteckte Arbeitsmarktregionen auf, vgl. Hirschenauer (1994).

<sup>9</sup> Die im Folgenden präsentierten Schätzungen wurden auch für Ansätze mit dem Wachstum des Einkommens pro Einwohner als abhängiger Variabler durchgeführt, wobei sich sehr ähnliche Ergebnisse ergaben. Diese sind auf Anfrage erhältlich. Grundsätzlich unterscheiden sich Einkommen pro Kopf und Einkommen je Erwerbstätigem durch die Erwerbstätigenquote bzw. die Arbeitslosenquote, deren Erklärung üblicherweise nicht im Fokus von Wachstumsregressionen steht.



klassischen Theorie zeigen lässt – durch die Höhe der Produktivität zu diesem Zeitpunkt gemessen werden.

Eine besondere Bedeutung in diesem Ansatz hat der Schätzkoeffizient  $b$ . Ist  $b < 0$ , so kann zunächst einmal von einer Konvergenz der Einkommen je Erwerbstätigen ausgegangen werden. D. h. zu Beginn des Beobachtungszeitraums ärmere Regionen wachsen durchschnittlich schneller als reiche Regionen. Allerdings kann dieser Befund noch nicht als Beleg für die Gültigkeit der unbedingten Konvergenzhypothese dienen. Hierfür wäre zum einen zu fordern, dass die Regression eine sehr gute Anpassung an die Daten liefert und keine systematischen Einflüsse in den Residuen (d. h. in den Abweichungen von der geschätzten Regressionsgerade) verbleiben. Ansonsten müsste man davon ausgehen, dass wichtige weitere erklärende Variablen in der einfachen unbedingten Konvergenzregression vernachlässigt wurden. Zum anderen ist zu fordern, dass das empirische Maß für die Konvergenzgeschwindigkeit  $\beta$ , welches an Hand des Koeffizienten  $b$  berechnet werden kann, in Übereinstimmung mit dem theoretisch zu erwartendem Wert steht. Hierbei macht man sich zunutze, dass – unter bestimmten Annahmen für die strukturellen Parameter des neoklassischen Wachstumsmodells – sich die Größe  $\beta$  auch theoretisch ableiten lässt. Vergleicht man den empirisch bestimmten Wert für  $\beta$  mit dem theoretisch zu erwartenden Wert, kann die Plausibilität der unbedingten Konvergenzregression eingeschätzt werden (der empirische Wert für  $\beta$  kann aus dem im Rahmen einer linearen Regression gewonnenen Koeffizienten  $b$  gemäß  $b = -(1 - e^{-\beta t})/t$  bestimmt werden).

Die Resultate für die Arbeitsmarktregionen zeigen, dass sich bei der Schätzung einer einfachen unbedingten Konvergenzregression tatsächlich ein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Niveau der Produktivität in der Ausgangslage und dem nachfolgenden Wachstum feststellen lässt. Um für die Brüche in der ostdeutschen Wirtschaftsentwicklung in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung zu kontrollieren, wurde die Schätzung für das Startjahr 1994 geschätzt.<sup>10</sup> Das Ergebnis dieser einfachen Regression ist in der Abbildung 1 als Streudiagramm grafisch dargestellt. Die Abbildung gibt die Regressionsergebnisse für das Einkommen je Erwerbstätigen für die west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen wider. Der Koeffizient der eingezeichneten Regressionsgerade weist einen Wert von -0,036 auf und ist mit einem t-Wert von 15,5 statistisch auf den üblichen Signifikanzniveaus gegen Null gesichert. Das Bestimmtheitsmaß der Regression beläuft sich auf 52%.

Zu welcher Einschätzung führt nun die geschätzte Regressionsgleichung hinsichtlich des Konzepts der unbedingten Konvergenz? Zunächst einmal ist festzustellen, dass der empirisch bestimmte Konvergenzparameter  $\beta$ , der sich aus dem Regressionskoeffizienten  $b$  errechnen lässt, durchaus im Einklang mit den theoretischen Erwartungen steht. Der Parameter beträgt 4,2% und liegt damit etwas über dem in

---

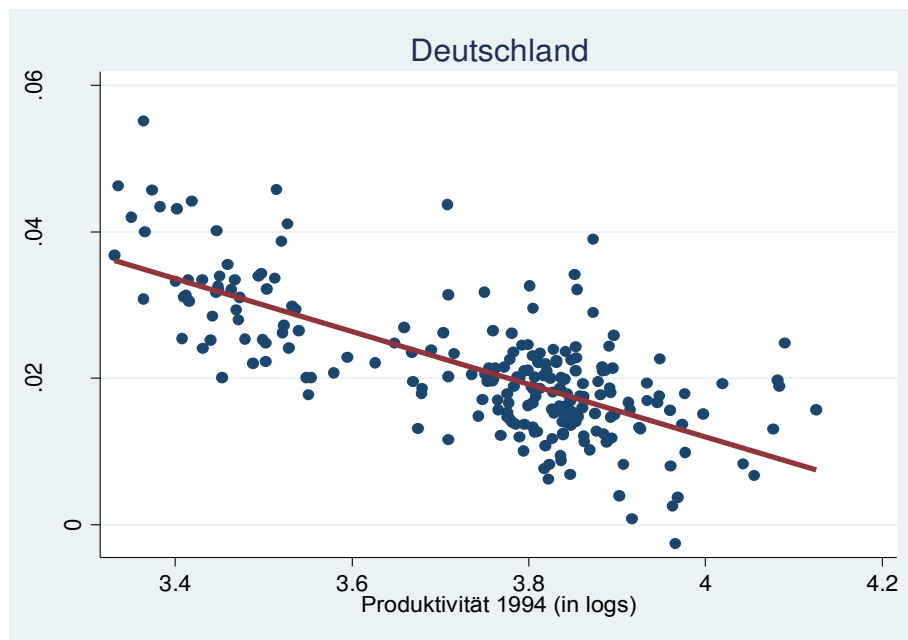
<sup>10</sup> Von 1991 auf 1994 gehen die ostdeutschen Einwohner- und Erwerbstätigenzahlen dramatisch zurück, während das BIP um rund 25% ansteigt. Um den Einfluss der „passiven Sanierung“ durch die enorme Freisetzung von Arbeitskräften aus den Berechnungen auszuklammern, wird im Folgenden bei den Schätzungen das Jahr 1994 als Ausgangsjahr gewählt

der empirischen Literatur üblicherweise gefundenen Wertebereich von 1-3%. Mit einer Konvergenzgeschwindigkeit von 4,2% würde es rund 17 Jahre dauern, bis die Regionen die Hälfte der Lücke zu ihrem langfristigen Gleichgewichtswert geschlossen haben.

Allerdings deutet die vergleichsweise große Streuung der Punktwolke um die Regressionsfunktion auf eine geringe Erklärungskraft des geschätzten Modells hin, was gegen das Konzept der unbedingten Konvergenz spricht. Nur etwas mehr als die Hälfte der Streuung in den Wachstumsraten zwischen den Regionen kann mit Unterschieden in der Produktivität zu Anfang der Untersuchungsperiode erklärt werden. Da die Anfangsunterschiede im Einkommen je Erwerbstätigen praktisch Unterschiede in der Kapitalausstattung erfassen, ist zu vermuten, dass divergierende Kapitalintensitäten zwischen den Regionen nicht der alleinige Grund für ihre Wachstumsdisparitäten sein können.

Das theoretische Konzept der unbedingten Konvergenz ist somit nur schwer in Einklang mit den empirischen Fakten des Wachstumsprozesses in den west- und ostdeutschen AMR zu bringen. Aus diesem Befund lassen sich bereits – entsprechend der obigen Ausführungen – wichtige Implikationen für die Effektivität und Effizienz ausgleichspolitischer Maßnahmen ableiten, langfristig die regionalen Disparitäten im Pro-Kopf-Einkommen abzubauen: Zum einen können ausgleichspolitische Maßnahmen, die „nur“ auf eine Annäherung in der Kapitalausstattung pro Kopf gerichtet sind, nicht allein zu einer vollständigen Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen führen. Zum zweiten ist – bei hoher Korrelation zwischen Ausgangseinkommen pro Kopf und technologischem Niveau – zu vermuten, dass ausgleichspolitische Maßnahmen zu Lasten wachstumspolitischer Ziele auf der makroökonomischen Ebene gehen.

Abbildung 1:  
Unbedingte Konvergenzregression im Querschnitt  
der deutschen Arbeitsmarktreionen



Quelle: Daten auf Basis des Arbeitskreises VGR der Länder

#### 4.2 BEDINGTE KONVERGENZ

Das Konzept der unbedingten Konvergenz unterstellt, dass sich alle Regionen langfristig auf ein gleich hohes Produktivitätsniveau hin bewegen. Dabei wird für die Regionen nicht nur eine gleiche Investitionsneigung und Bevölkerungsentwicklung unterstellt, sondern auch, dass diese in der langen Frist gleichermaßen über eine identische Produktionstechnologie verfügen können. Ebenso sind Einflüsse, die durch eine regional differenzierend wirkende Ausgleichspolitik zu Stande kommen, im Modell für die unbedingte Konvergenz nicht berücksichtigt.

In der unbedingten Konvergenzregression schlägt sich die Annahme, der regionale Wachstumsprozess der Regionen könne allein durch das Ausgangsniveau der Produktivität beschrieben werden, in einer für alle Regionen als gleich hoch unterstellten Konstante „a“ nieder. Sobald jedoch Unterschiede in der Investitionsquote, im Bevölkerungswachstum und technologischen Niveau der Regionen zugelassen werden, steuern die Regionen auf divergierende langfristige Einkommen je Erwerbstätigen zu. In diesem Fall muss die Regressionskonstante in der Konvergenzgleichung

„aufgelöst“ und eine für alle Regionen unterschiedliche Konstante zugelassen werden. Formal ist die Konvergenzgleichung daher wie folgt umzuformulieren:

$$(2) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a_i + b(\ln(y_{i,0})) + u_i, \quad \text{mit } i = 1, 2, \dots, N$$

In einer Querschnittsregression ist es allerdings nicht möglich, für N Regionen N unterschiedliche Konstanten  $a_i$  zu schätzen, da die Zahl der zu schätzenden Parameter ( $N+1 = N$  Konstanten + Parameter  $b$  der Konvergenzgeschwindigkeit) größer als die Zahl der Beobachtungen ( $N$  Regionen) ist. Im Rahmen einer bedingten Konvergenzgleichung wird daher versucht, explizit für die verschiedenen Bestimmungsfaktoren des gleichgewichtigen Produktivitätsniveaus in der Regression zu kontrollieren und die Regressionskonstante zu „endogenisieren“. In dem die  $N$  verschiedenen Konstanten  $a_i$  durch  $k$  verschiedene und beobachtbare Wachstumsdeterminanten erklärt werden, verkleinert sich bei der Schätzung das Dimensionsproblem:

$$(3) \quad a_i = a + d_1 x_{1i} + d_2 x_{2i} + \dots + d_j x_{ji} + \dots + d_k x_{ki}$$

mit  $i = 1, 2, \dots, N$  und  $j=1, \dots, k$ . Hierbei stellen die  $x_{ki}$  die Wachstumsdeterminanten dar, zu denen sowohl die Potenzialfaktoren als auch die Variablen zur Messung des Politikeinflusses gehören. Setzt man die Gleichung (3) in Gleichung (2) ein, gelangt man zur so genannten bedingten Konvergenzregression:

$$(4) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a + b(\ln(y_{i,0})) + d_1 x_{1i} + \dots + d_j x_{ji} + \dots + d_k x_{ki} + u_i, \\ \text{mit } i = 1, 2, \dots, N \text{ und } j=1, \dots, k.$$

Diese bedingte Konvergenzgleichung wurde in einem nächsten Schritt mit Hilfe einer Querschnittsregression über die 225 deutschen Arbeitsmarktregionen geschätzt. Die in der Abbildung 1 dargestellte einfache Regression zur Erklärung des regionalen Produktivitätswachstums wurde hierzu um zahlreiche Wachstumsdeterminanten erweitert.<sup>11</sup> Eine detaillierte Übersicht über das umfangreiche Set an erklärenden Variablen und deskriptive Statistiken ist im Appendix aufgeführt. Zu den wesentlichen in dieser Studie berücksichtigten Potenzialfaktoren neben den von der neoklassischen Wachstumstheorie nahe gelegten Variablen zählen:

- die regionale Innovationskraft gemessen über die Patentintensität und den Anteil technologieintensiver Wirtschaftszweige
- der Offenheitsgrad bzw. die internationale Verflechtung der Region

<sup>11</sup> Die Variablen gingen dabei in logarithmierter Form in die Regressionsfunktion ein. Die Log-Linearisierung bietet den Vorteil, dass die geschätzten Wirkungskoeffizienten direkt als Elastizitäten zu interpretieren sind. Zudem mindert die Logarithmierung das Problem heteroskedastischer Störvariablen.

- der Bestand an regionalem Humankapital
- das Marktpotenzial als Summe der Einkommen im Umland
- die geografische Standortgunst der Region
- Lokalisations- und Urbanisierungseffekte

Zusätzlich wurde in die Querschnittsregression Politikvariablen eingeführt, die den ökonomischen Impuls der Investitionsförderung auf das langfristige Produktivitätswachstum in den Regionen messen. Zur Erfassung des Politikimpulses wurden zwei alternative Spezifikationen verwendet:

- In einer ersten Spezifikation wurde die Förderung über binäre Dummy-Variablen erfasst. Dabei wurde zunächst eine Dummy-Variable gebildet, bei der allen Arbeitsmarktregionen, die im Rahmen der GRW als Fördergebiet ausgewiesen waren, der Wert Eins zugewiesen wurde. Darüber hinaus wurde eine separate Dummy-Variablen für die ostdeutschen Arbeitsmarktregionen gebildet, die Unterschiede zwischen den west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen auffängt. Da die ostdeutschen Arbeitsmarktregionen insgesamt zum GRW-Fördergebiet zählten, misst diese Dummy-Variable als „Catch all“-Variable über die Förderung hinaus strukturelle Unterschiede im technologischen Niveau zwischen ost- und westdeutschen Regionen. Als Referenzgröße der Dummy-Variablen fungieren diejenigen westdeutschen Arbeitsmarktregionen, die in der Untersuchungsperiode nicht GRW-Fördergebiete waren.
- Anstelle der qualitativen Dummy-Variablen wurde in der zweiten Spezifikation eine quantitative Politikvariable verwendet, in der die Höhe der den Arbeitsmarktregionen gewährten GRW-Fördermittel berücksichtigt wurde. Diese metrische Variable wurde als GRW-Fördersumme je Erwerbsfähigen definiert (im Folgenden: Förderintensität).<sup>12</sup>

Zur Erfassung der Effekte der GRW wurde neben den Fördergebietsdummies bzw. der Förderintensität schließlich noch ein Interaktionsterm aus diesen Variablen und der Produktivität in der Ausgangsperiode gebildet. Die Verwendung des Interaktionsterms kann wie folgt begründet werden: Ausgangspunkt ist der Koeffizient  $b$  für die Produktivität im Ausgangsjahr. Dieser stellt – nach geringfügiger Umformung – wie erläutert einen Schätzwert für die Konvergenzgeschwindigkeit  $\beta$  dar, mit der das Einkommen je Erwerbstätigkeit in einer Region zu seinem langfristigen Gleichgewicht konvergiert. Dabei lässt sich zeigen, dass dieser Koeffizient im traditionellen

---

<sup>12</sup> Ähnlich definierte Variablen zur Messung des Politikimpulses wurden auch in den bereits beschriebenen bisherigen makroökonomischen Untersuchungsstudien verwendet. Obwohl hier nur die im Rahmen der GA gewährten Investitionszuschüsse als erklärende Variable verwendet werden, ist bei der Interpretation des Koeffizienten zu berücksichtigen, dass zwischen den GRW-Zuschüssen und anderen Maßnahmen der regionalen Investitionsförderung (Investitionszulage, ERP-Mittel) systemimmanent eine hohe Korrelation besteht. Unter dem „Dach“ der GRW messen die GRW-Investitionszuschüsse somit den Einfluss dieser anderen Politikgrößen mit.

neoklassischen Wachstumsmodell einer geschlossenen Volkswirtschaft vom Bevölkerungswachstum, den Abschreibungen, der partiellen Produktionselastizität des Kapitals und der Rate des technischen Fortschritts abhängt.

Die Annahme einer geschlossenen Volkswirtschaft ist aber im vorliegenden Fall kaum zu rechtfertigen, da insbesondere zwischen den Regionen eines Landes von einer hohen Mobilität des Faktors Kapital ausgegangen werden kann. Wie sich weiter zeigen lässt, kann die Einführung von (unvollständiger) Kapitalmobilität in das neoklassische Wachstumsmodell in Abhängigkeit vom Ausgangseinkommen modelliert und dann entsprechend über eine Erhöhung des Konvergenzparameters „mit gemessen“ werden. Dies geschieht über die Annahme, dass der externe Kapitalzufluss durch das Verhältnis der Grenzproduktivitäten des Kapitals bestimmt werden würde. Im Falle der GRW-Förderung wird aber gerade dieses Verhältnis zugunsten der geförderten Arbeitsmarktregionen verändert. Ohne Berücksichtigung der politikinduzierten Erhöhung der Kapitalrendite in den „ärmeren“ Regionen würde somit der Konvergenzparameter  $\beta$  verzerrt geschätzt. Um den Politikimpuls auf die Konvergenzgeschwindigkeit zu erfassen, muss daher das zusätzliche – über das eigentliche Verhältnis der Grenzproduktivitäten – in die Region fließende Kapital bestimmt werden. Dieses wird durch die GRW-Förderung approximiert. Um den positiven Einfluss der Investitionsförderung auf die Konvergenzgeschwindigkeit zu messen, wurde daher das Produkt aus der Produktivität in der Ausgangssituation mit dem Fördergebiedsdummy bzw. der Förderintensität multipliziert und als Interaktionsterme in die Regression mit einbezogen. Für diese Interaktionsterme wird in der Schätzung ein negatives Vorzeichen erwartet, da der Einfluss der GRW-Förderung mit steigendem Produktivitätsniveau sinken sollte. sie den Konvergenzparameter absolut erhöhen sollte.<sup>13</sup>

Tabelle 1 gibt die Ergebnisse der Schätzung der bedingten Konvergenzregressionen wider. Ob der Übergang von einer unbedingten zu einer bedingten Regression eine „bessere“ Beschreibung der empirischen Wirklichkeit ermöglicht, kann auf Basis statistischer Tests ermittelt werden. Von Interesse sind in diesem Zusammenhang natürlich so genannte t-Tests, bei denen die Wachstumsdeterminanten und insbesondere die Politikvariablen isoliert auf Signifikanz getestet werden.

In Spalte 1 und 2 werden jeweils die Resultate einer bedingten Konvergenzgleichung mit den beiden alternativen Politikvariablen Fördergebiedsdummies (Spalte I) und Förderintensität (Spalte II) sowie dem gesamten Satz an zusätzlichen Potenzialfaktoren wiedergegeben. Blickt man zunächst auf den geschätzten Konvergenzparameter, also dem Koeffizienten vor der verzögerten Ausgangsproduktivität, dann erweist sich dieser als signifikant. Im Vergleich zur unbedingten Konvergenzregres-

---

<sup>13</sup> Es wurden auch Modelle geschätzt, bei denen separate Interaktionsterme der Produktivität mit jeweils den Förderdummies für west- und ostdeutsche Arbeitsmarktregionen eingingen. Tests auf einheitliche Parameterrestriktion konnten jedoch nicht abgelehnt werden, so dass im Folgenden nur Ergebnisse für einen gemeinsamen Interaktionsterm von west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen vorgestellt werden.

sion bleibt für die Schätzung mit den Fördergebietsdummies der Parameter ungefähr in dergleichen Größenordnung (3,9%) bzw. erhöht sich für die Schätzung mit der Förderintensität (6,2%).

Für beide Politikvarianten ergibt sich der a priori erwartete Einfluss der GRW Förderung auf das Produktivitätswachstum: Sowohl in der Spezifikation mit dem Fördergebietsdummy als auch der Förderintensität findet sich auf der einen Seite ein direkter positiver Einfluss der Fördervariable auf das Produktivitätswachstum, während auf der anderen Seite der Interaktionsterm aus Ausgangseinkommen und Fördervariable negativ signifikant ist. Die spezifische nichtlineare Formulierung des Fördereffektes hat aber zur Folge, dass aus den Schätzkoeffizienten vor den Variablen nicht unmittelbar die Wirkung der GRW-Förderung abgelesen werden kann (siehe u.a. Brambor et al, 2006). Stattdessen ergibt sich der marginale Fördereffekt als Summe aus dem direkten Koeffizienten plus dem Koeffizienten des Interaktionsterms multipliziert mit einem Wert für das Ausgangsniveau der Produktivität. Um es am Beispiel der Spezifikation mit dem Fördergebietsdummy (Spalte III) zu verdeutlichen: Der Schätzkoeffizient von 0,135 vor dem Fördergebietsdummy bedeutet nicht, dass mit der Zugehörigkeit einer Arbeitsmarktregion zur Förderkulisse der GRW die Produktivität um 13,5% angehoben wird. Dies wäre nur dann der Fall, wenn das Ausgangseinkommen dieser Arbeitsmarktregion und damit auch der Interaktionsterm Null wäre.

Tabelle 1:  
Bedingte Konvergenzregression 1994-2006 für die Arbeitsproduktivität

<b>Endogene Variable Y: (Ln <math>\Delta</math>(BIP/EWT))</b>	<b>I/OLS</b>	<b>II/OLS</b>	<b>III/OLS</b>	<b>IV/OLS</b>
<i>Arbeitsproduktivität in 1994 (Ln (BIP(1994)/EWT(1994)))</i>	-0.031*** (0.007)	-0.044*** (0.005)	-0.028*** (0.006)	-0.04*** (0.005)
<i>Beschäftigungswachstum (plus Abschreibung u techn. Fortschritt (Ln EWT)</i>	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
<i>Investitionsintensität (Ln S)</i>	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
<i>Humankapital (Ln HK)</i>	0.032*** (0.011)	0.032*** (0.011)	0.025*** (0.011)	0.03*** (0.011)
<i>Anteil Verarbeitendes Gewerbe (Ln IND)</i>	0.003* (0.002)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
<i>Auslandsumsatz (Ln AUM)</i>	0.001 (0.001)	0.0002 (0.001)		
<i>FuE-Industrien (Ln Tech)</i>	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
<i>Patentintensität (Ln Pat)</i>	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)		
<i>Ellison-Glaeser Index (Ln EGH)</i>	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)		
<i>Spezialisierung (Ln SPZG)</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		



Fortsetzung Tabelle 1

<b>Endogene Variable Y: (Ln <math>\Delta(BIP/EWT)</math>)</b>	<b>I/OLS</b>	<b>II/OLS</b>	<b>III/OLS</b>	<b>IV/OLS</b>
<i>Standortgunst (Ln ERBK)</i>	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.006)		
<i>Marktpotenzial (Ln MPOT)</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		
<i>Bevölkerungsdichte (Ln BVD)</i>	-0.013** (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.01** (0.005)
<i>Quadrierte Bevölkerungsdichte (Ln BVD<sup>2</sup>)</i>	0.001** (0.0005)	0.0007 (0.0004)	0.001*** (0.0004)	0.001** (0.0005)
<b>Förderdummy (D_GRW)</b>	<b>0.111** (0.035)</b>		<b>0.135*** (0.033)</b>	
<b>Förderintensität (Ln GRW)</b>		<b>0.013*** (0.003)</b>		<b>0.014*** (0.003)</b>
<b>Interaktionsterm (Ln Y(1994) x GRW<sub>i</sub>)</b>	<b>-0.030*** (0.009)</b>	<b>-0.004*** (0.001)</b>	<b>-0.036*** (0.009)</b>	<b>-0.004*** (0.001)</b>
<b>Dummy NBL</b>	<b>-0.009*** (0.003)</b>	<b>-0.010*** (0.003)</b>	<b>-0.010*** (0.003)</b>	<b>-0.011*** (0.003)</b>
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.68	0.71	0.70	0.71
<i>Wald Test auf Restriktion: Interaktionsterm GRW<sub>West</sub> = GRW<sub>Ost</sub></i>	F=0.03 (0.85)			
<i>LR-Test für Modell I / II vs. III / IV</i>			$\chi^2(6)=5.01$ (0.54)	$\chi^2(6)=4.66$ (0.58)

Anmerkungen: \*, \*\*, \*\*\* = signifikant auf dem 10%, 5% und 1% Niveau. Standardfehler in Klammern. Der Index i gibt an, welche Variable für die Berechnung des Interaktionsterms verwendet wurde mit i = (GRW\_D, Ln GRW) und orientiert sich an der in da Modell aufgenommenen nicht-konditionellen Variable zur Messung des GRW-Fördereffekts.

Stattdessen kann der GRW-Fördereffekt nur sinnvoll vor dem Hintergrund der Spannweite der beobachtbaren Ausgangseinkommen für geförderte Arbeitsmarktregionen interpretiert werden. Genauer gesagt, ist der Fördereffekt definiert

als:  $(0,135 - 0,036 \times \log(y(1994)))$ .<sup>14</sup> Der Zusammenhang zwischen Ausgangseinkommen, Fördereffekt und Interaktionsterm ist grafisch in Abbildung 2 dargestellt. Der negative Koeffizient des Interaktionsterms erhöht den Steigungsparameter im Wachstums-/Ausgangseinkommen-Diagramm für geförderte gegenüber nicht geförderten Arbeitsmarktregionen. Bis zum Punkt  $y'$  wachsen geförderte Regionen bei gleichem Ausgangseinkommen somit schneller als nicht-geförderte Regionen. Oder anders ausgedrückt: Je weiter rechts  $y'$  in Abbildung 2 liegt, desto größer ist der positive Fördereffekt der GRW. Die empirische Verteilung des positiven Wachstumseffekts für geförderte Arbeitsmarktregionen ist entsprechend in Abbildung 3 dargestellt. Die Abbildung verdeutlicht, dass für knapp unter zwei Drittel (etwa 63%) der geförderten Arbeitsmarktregionen ein positiver Einfluss der GRW zu beobachten ist. Im Durchschnitt aller Regionen beträgt dieser 0,45%.

Allerdings zeigt sich auch, dass für Arbeitsmarktregionen mit bereits hoher Produktivität im Jahr 1994 der Fördereffekt in den negativen Bereich rutscht. Für die Spezifikation mit der Förderintensität anstatt des Förderdummies lassen sich ganz analoge Berechnungen anstellen. Die an Hand des Koeffizienten direkt ablesbare Elastizität von 1,4% ist um den Einfluss des Interaktionsterms multipliziert mit der Förderhöhe zu verringern. Wiederum aber lässt sich aber ein positiver Effekt der Förderung für mehr als die Hälfte der geförderten Regionen errechnen. Die Ergebnisse verdeutlichen somit tendenziell, dass im Durchschnitt aller geförderten Regionen die GRW-Förderung einen positiven Einfluss auf das regionale Produktivitätswachstum ausgeübt hat. Ab einer Ausgangsproduktivität von über 42 Tsd. € je Erwerbstätigen wird der Fördereffekt jedoch negativ. Dies entspricht in etwa einem Produktivitätsniveau für das Jahr 1994 von knapp 90% der nicht-geförderten westdeutschen Gebiete.

---

<sup>14</sup> Die Signifikanz des marginalen Effektes einer Einkommensänderung unter Berücksichtigung des Interaktionsterm wird anhand der Formel in Brambor et al. (2006) berechnet. Der t-Wert beträgt -8,97.

Abbildung 002:  
 Stilisierte Darstellung des zusammengesetzten GRW-Fördereffekts im OLS-Modell

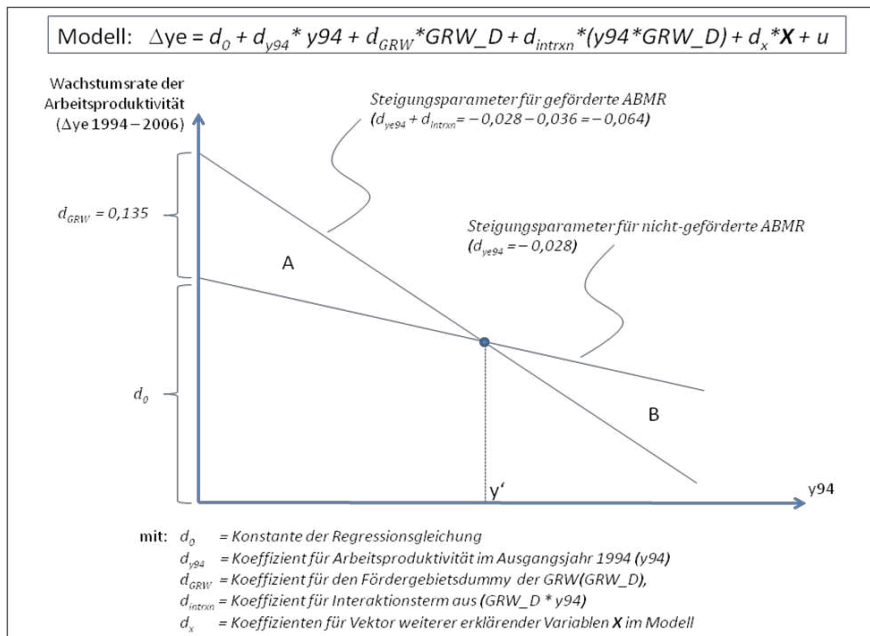
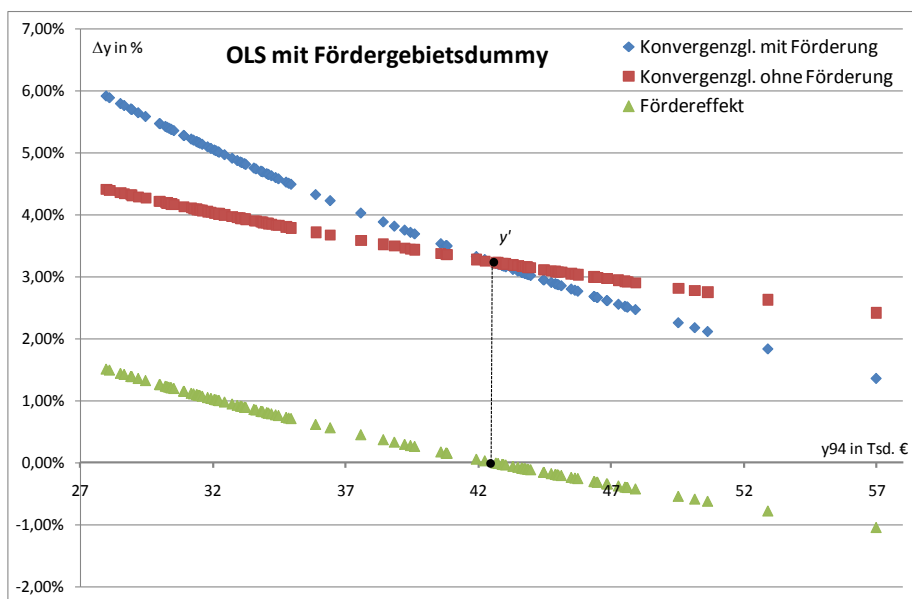


Abbildung 3:  
 Verteilung des GRW-Effekts auf die geförderten Arbeitsmarktregionen



Mit Blick auf die übrigen erklärenden Variablen in der Regression, zeigen sich eine Reihe von weiteren interessanten Ergebnissen: Die meisten Potenzialfaktoren haben dabei einen Koeffizienten, dessen Vorzeichen den theoretischen Erwartungen entspricht und der sich als signifikant erweist. So zeigt sich in Übereinstimmung mit der neoklassischen Wachstumstheorie für das Erwerbstätigenwachstum ein negativer Einfluss, für die Investitionen je Industriebeschäftigten ein positiver Einfluss. Bei den Maßgrößen für die regionalen Innovationskapazitäten ist der Anteil technologieintensiver Industrien signifikant positiv. Auch die Patentintensität besitzt das erwartete positive Vorzeichen, ist aber nur auf dem 10%-Signifikanzniveau gesichert.

Ebenso zeigt sich, dass ein höherer regionaler Anteil der Industrie an der Gesamtbeschäftigung positiv mit der regionalen Wachstumsrate der Produktivität korreliert ist. Dies steht im Einklang mit dem auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene zu beobachtenden und zuerst von Baumol (1967) diskutierten Phänomen eines „unbalanced growth“ zwischen dem Industrie- und Dienstleistungssektors. Als weitere wichtige Variable für das Produktivitätswachstum kann der Bestand an Humankapital in einer Region gelten, der hier über den Anteil von Beschäftigten mit mindestens einer abgeschlossenen Berufsausbildung gemessen wird. Der Auslandsumsatz als Kennziffer für die Einbindung in die internationale Arbeitsteilung zeigt zwar das erwartete positive Vorzeichen, aber der Koeffizient wird als nicht signifikant geschätzt. Der signifikant negative Dummy für die neuen Länder zeigt, dass diese – ungeachtet ihrer Förderung und strukturellen Nachteile bei den in der Regression erfassten Potenzialfaktoren – langfristig ein niedrigeres Produktivitätswachstum als die alten Länder aufweisen. Die Größenordnung dieses Effektes ist mit einem Wert von rund 1% vergleichsweise groß. Eine Erklärung hierfür mögen nicht erfasste Unterschiede in den Inflationsraten der Regionen und Divergenzen in der Betriebsgrößenstruktur sein, die aufgrund von Datenmangel nicht in den Regressionen berücksichtigt werden konnten.

Für die verschiedenen Variablen zur Messung von Lokalisations- und Urbanisierungsvorteilen liefert die Regression ein ambivalentes Bild. Auf der einen Seite finden sich signifikante Ergebnisse für die Bevölkerungsdichte. Auf der anderen Seite üben der Spezialisierungsgrad, der Anteil von Branchen mit hohen Werten des Ellison-Glaeser Index, die großräumige Erreichbarkeit oder das Marktpotenzial der umliegenden Regionen keinen signifikanten Einfluss aus. Die geringe statistische Bedeutung dieser Variablen zur Erfassung von Lokalisations- und Urbanisierungsvorteilen sollte allerdings an dieser Stelle nicht als Beleg für oder gegen die Gültigkeit bestimmter Theorieansätze herangezogen werden. Aus einer Vielzahl von empirischen Untersuchungen zu Agglomerationseffekten ist bekannt, dass auf makroökonomischer Ebene keine eindeutigen Schlussfolgerungen über das Vorliegen von Lokalisations- oder Urbanisierungsvorteilen gezogen werden können. Dagegen scheint die Identifikation solcher Effekte auf der mesoökonomischen Ebene vielversprechender.

In den Spalten III und IV der Tabelle 1 werden die Regressionsergebnisse wiedergegeben, wenn die Variablen mit nicht-signifikanten Koeffizienten aus dem Modell ausgeschlossen werden. Dies sollte die Effizienz der Schätzung der signifikanten Parameter erhöhen. Der Ausschluss der Variablen führt zu keinem Abfall im Erklärungsgehalt des Modells, sondern geht mit einer leichten Steigerung im (bereinigten) Bestimmtheitsmaß einher. Der Vorzug für das auf zentrale, signifikante Variablen restringierte Modell wird auch auf Basis eines LR-Tests bestätigt. Größere Änderungen in den Koeffizientenwerten lassen nicht feststellen. Sämtliche Variablen in den Konvergenzregressionen für die beiden Politikvarianten (Spalte 3 und Spalte 4) sind nunmehr auf dem 5%-Niveau signifikant.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die geschätzten Konvergenzregressionen eine hohe Erklärungsgüte aufweisen. Über 70% der Varianz des Produktivitätswachstums über die Regionen kann mit den Modellen erklärt werden. Der signifikante und von seiner Größenordnung her plausible Einfluss des Ausgangsniveaus der Produktivität ist Beleg für einen Entwicklungsprozess, bei dem Regionen mit relativ größerem Rückstand zu ihrem langfristigen Gleichgewichtswert im Durchschnitt schneller wachsen. Die signifikanten Koeffizienten vor den anderen Wachstumsdeterminanten in der Regression zeigen, dass ein Modell der unbedingten Konvergenz eine nur unzureichende Beschreibung der Realität liefert. Im Hinblick auf die ermittelten Schätzkoeffizienten zeigt die Regression eine hohe Übereinstimmung mit den üblicherweise gefundenen Resultaten in der empirischen Wachstumsforschung. Danach lassen sich robuste Zusammenhänge im Allgemeinen zwar nur für wenige Variablen aufspüren, die Investitionstätigkeit, der Bestand an Humankapital und die Innovationskapazitäten sind jedoch auch in anderen Untersuchungen von hoher Bedeutung.

Mit Blick auf die GRW-Förderung kann für die Mehrzahl der Arbeitsmarktregionen ein positiver Einfluss auf den Wachstumsprozess der Produktivität festgestellt werden. Die Förderung hat das Wachstum in denjenigen Regionen erhöht, die über ein besonders niedriges Ausgangsniveau der Produktivität zu Anfang der Beobachtungsperiode verfügten. In diesen Regionen wird das primäre Ziel der Förderung, nämlich durch die Bereitstellung von zusätzlichem Kapital für besonders strukturschwache Regionen den Konvergenzprozess – wohlgemerkt in Richtung auf das eigene Gleichgewichtseinkommen – zu beschleunigen, tatsächlich in der gewünschten Art und Weise erreicht. Allerdings zeigt sich auch, dass für eine Reihe von Arbeitsmarktregionen die Förderung nicht mit positiven Effekten verbunden war. Bei diesen Regionen handelt es sich um Fördergebiete, die bereits im Ausgangsjahr der Untersuchung oberhalb einer gewissen Produktivitätsschwelle gelegen haben.

---

## MODELLERWEITERUNG ZUR ANALYSE VON RÄUMLICHEN EXTERNALITÄTEN

In jüngeren empirischen Studien zur Regionalpolitik wurde vermehrt auf die Bedeutung der räumlichen Dimension bei der Analyse von Wachstums- und Konvergenzprozessen sowie den Ausstrahlungseffekten von regionalökonomischen Instrumenten hingewiesen. So kommt eine Studie von Niebuhr (2000) zu dem Ergebnis, dass für Westdeutschland im Zeitraum 1976 bis 1996 die Bedeutung von Wachstumsabhängigkeiten zwischen räumlich benachbarten Gebieten deutlich signifikant ist. Weiterhin stellt Niebuhr (2000) fest, dass die Entwicklung in Westdeutschland simultan durch regionale Ausgleichstendenzen und Wachstumszusammenhänge geprägt ist. Als wesentliche Determinante werden technologische Spillover-Effekte identifiziert. Ähnliche räumliche Überschwappungseffekte finden Eckey et al. (2007) für Arbeitsproduktivitäten in deutschen Arbeitsmarktregionen im Jahr 2000. Hinsichtlich der Politikevaluation raumwirksamer Fördermittel kommen De Castris und Pellegrini (2005) für Italien zu dem Ergebnis, dass die regionale Investitionsförderung negative Externalitäten aufweist, d.h. das im Modell endogen modellierte Beschäftigungswachstum der geförderten Regionen geht zu Lasten der benachbarten Regionen. Zu einem dem Vorzeichen nach gleichen, aber nicht-signifikanten Schätzergebnis kommen Eckey und Kosfeld (2005) für Deutschland. Diesem Ansatz soll an dieser Stelle weiter gefolgt werden.

Die Berücksichtigung von räumlicher Korrelation im oben spezifizierten bedingten Wachstumsmodell für die deutschen Arbeitsmarktregionen kann auf verschiedenen Wegen erfolgen. Startpunkt ist dabei die Hinzunahme eines oder mehrerer Schätzerterme zur Messung der räumlichen Abhängigkeit. In der räumlichen Ökonometrie werden dabei zwei Modelle bevorzugt verwendet, das „Spatial Lag“ oder synonym „Spatial Autoregressive“ (SAR)-Modell einerseits, sowie das „Spatial Error“ (SER)-Modell andererseits (siehe u.a. LeSage und Pace, 2009). Beide Modelle unterscheiden sich dadurch, welche Transmissionsmechanismen für die räumliche Dimension der endogenen und exogenen Variablen als maßgeblich angesehen werden.

Das SAR-Modell ist insbesondere dazu geeignet, Spillover-Effekte der endogenen Variablen im Modell abzubilden, d.h. es wird untersucht, ob sich Entwicklungstrends in benachbarten Regionen positiv oder negativ auf die betrachtete Region ausüben. Im Fall des in Abschnitt 4 spezifizierten Wachstumsmodells bedeutet dies, dass das um die SAR Komponente erweiterte Modell die Hypothese testet, ob Wachstumsef-

fekte räumlich konzentriert auftreten (positive Spillover) oder ob das Wachstum einer Region auf Kosten benachbarter Regionen stattfindet (negative Spillover). Wie oben bereits diskutiert findet Niebuhr (2000) deutliche Evidenz für einen räumlichen Wachstumszusammenhang in Deutschland. Formal wird das SAR-Modell (in Matrix Notation) wie folgt spezifiziert:

$$(5) \quad y = \rho W y + dX + e.$$

In diesem Modell wird neben den üblichen Regressionskoeffizienten ( $d$ ) für den Vektor der exogenen Variablen ( $X$ ) zusätzlich ein Spatial Lag der abhängigen Variablen  $y$  in die Modellgleichung aufgenommen. Der Koeffizient  $\rho$  misst den Einfluss dieser räumlichen Variablen.  $W$  ist eine ( $i \times i$ )-räumliche Distanzfunktion über alle Querschnittseinheiten  $i$ , die für alle Matrixeinträge den räumlichen Zusammenhang zwischen der paarweisen Beziehung zwischen zwei Querschnittseinheiten  $i$  und  $j$  misst, so dass für die Summe der Beobachtungen für alle Nachbarregionen gilt:  $\sum_{j=1}^n W_{ij} y_j$

Auf die verschiedenen empirischen Operationalisierungsmöglichkeiten der räumlichen Gewichtungsmatrix  $W$  wird weiter unten eingegangen. Für den Fehlerterm des Modells in Gleichung (5) wird angenommen, dass er einen Mittelwert von 0 und eine konstante Varianz ( $\sigma^2$ ) aufweist.

Im Gegensatz zum SAR-Modell wird beim SEM-Modell angenommen, dass sich räumliche Korrelation im Modell nicht über das räumliche Lag der endogenen Variablen auszeichnet, sondern über den Fehlerterm ins Modell eingeführt wird als:

$$(6) \quad y = dX + \varepsilon \quad \text{mit: } \varepsilon = \lambda W \varepsilon + v.$$

In der empirischen Anwendung stellt sich häufig die Frage, ob die SAR- oder die SEM-Spezifikation das geeignete empirische Modell darstellt. Wie Ward und Gleditsch (2008) argumentieren, kann eine Unterscheidung nicht allein auf Basis statistischer Überlegungen erfolgen, da die beiden Modelle nicht ineinander geschachtelt sind. Die Autoren schlagen daher vor, ex ante Überlegungen zu den erwarteten räumlichen Korrelationsstrukturen zu machen. Wird erwartet, dass es zu Feedback-Effekten der endogenen Variablen kommt, so ist das SAR-Modell die richtige Wahl. Wird hingegen angenommen, dass räumliche Korrelation von unbestimmter Form im Modell auftritt (und auch nicht näher identifiziert werden soll), so ist das SEM-Modell das geeignete empirische Modell. Wir werden im Folgenden beide Modellspezifikationen schätzen und zusätzlich auch auf die Signifikanz der beiden Schätzkoeffizienten  $\rho$  und  $\lambda$  achten.

Eine zentrale Bedeutung kommt neben dem richtigen Modell zudem auch der richtigen Spezifikation der Gewichtungsmatrix  $W$  zuteil. Hier hat die empirische Literatur eine Reihe von Vorschlägen entwickelt, auf die im Folgenden kurz eingegangen werden soll (für einen ausführlichen Überblick siehe u.a. Freund, 2008): Die ein-

fachste Form von Gewichtungsmatrizen sind so genannte Nachbarschaftsmatrizen, bei denen diejenigen Regionen als Nachbarn angesehen werden, die eine gemeinsame Grenze mit der jeweils betrachteten Region teilen. Diese Matrizen sind entsprechend ihres Informationsgehalts binärer Natur.<sup>15</sup> Vorteile von Nachbarschaftsmatrizen sind neben dem geringen benötigten Informationsbedarf insbesondere die Einfachheit in der Modellierung und die exakte Festlegung von Ordnungsrelationen. Wie Freund (2008) darstellt, liegt in der Einfachheit dieser Matrizen jedoch auch ein potentieller Nachteil: Ihre mangelnde Passgenauigkeit für räumliche Vergleiche in der Realität, da administrative Grenzen zumeist nur ein unvollkommener Proxy für tatsächliche raumstrukturelle Muster sind.

In der empirischen Literatur wurde daher das Konzept der Nachbarschaftsmatrizen durch die Modellierung mittels inverser Distanzfunktionen weiterentwickelt. Typischerweise werden die Matrixelemente derartiger Gewichtungsfunktionen entweder linear abnehmend als  $w_{ij}=(Distanz^{-1})_{ij}$  für zwei Regionen  $i$  und  $j$  bestimmt, oder es werden nicht-linear abnehmende Gewichte gebildet, die üblicherweise operationalisiert werden als  $w_{ij}=exp(-Distanz*k)_{ij}$ , wobei  $k$  ein sogenannter Zerfallsfaktor (*distance decay*) ist und Werte zwischen 1 und unendlich annehmen kann. Distanzen können dabei entweder als Entfernung zwischen zwei Koordinaten, Straßenkilometer etc. gemessen werden. Derartige Distanzmatrizen können jedoch recht komplex werden. In der Literatur gibt es deshalb auch Mischformen zwischen den oben genannten Konzepten, die die Bedeutung von Schwellenwerten berücksichtigen (siehe u.a. Bode, 2004). Neben den oben dargestellten inversen Distanzfunktionen wird in dieser Arbeit daher eine Schwellenwertfunktion berechnet, deren Element sich wie folgt definierten lassen:

$$(7) w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{wenn } i = j, \\ 1, & \text{wenn } c(i,j), \\ 0, & \text{andernfalls,} \end{cases}$$

$$\text{mit } c(ij) = \begin{cases} 1, & \text{wenn } i \text{ und } j \text{ räumlich assoziiert sind,} \\ 0, & \text{andernfalls.} \end{cases}$$

Die Funktion  $c(i,j)$  gibt somit den kritischen Schwellenwert für die maximale Distanz in Kilometern zwischen zwei Regionen an, der die Matrixelemente zum Informationswert 1 verdichtet. Darauf aufbauend verwenden wir einen Algorithmus in Anleh-

---

<sup>15</sup> Die hier dargestellten Nachbarschaftsmatrizen beziehen sich auf Relationen 1-ter Ordnung, können aber auch beliebig höherer Ordnung sein: Hier werden dann Regionen als Nachbarn n-ter Ordnung angesehen wenn sie mit den Nachbarn der (n-1)ten Ordnung eine gemeinsame Grenze haben.

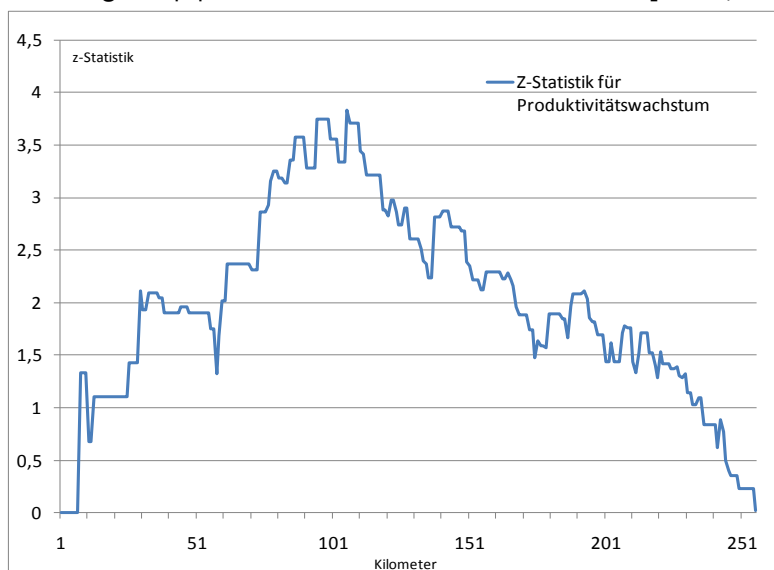


nung an Badinger und Url (2002), der auf Basis statistischer Maße versucht, diejenige Matrix zu identifizieren, die den Wert der räumlichen Korrelation für eine bestimmte Variable (in diesem Fall Produktivitätswachstum) zu maximieren. Als raumstatistisches Kriterium wird die *G*-Statistik von Getis und Ord (1992) verwendet. Die Abbildung 4 zeigt für das Intervall [25km, 280km] die standardisierten Werte der *Z*-Statistik für *G*. Wie die Abbildung verdeutlicht, wird ein Maximum für räumliche Korrelation bei 120km erreicht, danach fällt die Statistik wieder deutlich ab.

Im Folgenden wird daher neben den beiden kilometerbasierten linearen und quadratischen metrischen Distanzmatrizen auch eine binäre Distanzmatrix auf Basis des ermittelten Schwellenwertes von 120km verwendet. Alle Matrizen werden über ihre Zeilensumme standardisiert, um die Interpretation der Ergebnisse zu erleichtern. Jedes Matrixelement  $w_{ij}^*$  kann dabei berechnet werden als:

$$(8) \quad w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$$

Abbildung 04:  
Entwicklung der  $|Z|$ -Statistik für Distanzen im Intervall [25km, 280km]



Bevor die räumlich ökonometrischen Modelle geschätzt werden, wird zunächst überprüft, ob das in Tabelle 1 präferierte „raumlose“ Modell (Spalte V) überhaupt fehlspezifiziert ist. Ein derartiger Test kann dadurch erfolgen, dass die Modellresiduen mit Hilfe globaler und lokaler räumlicher Autokorrelationsmaße überprüft wer-

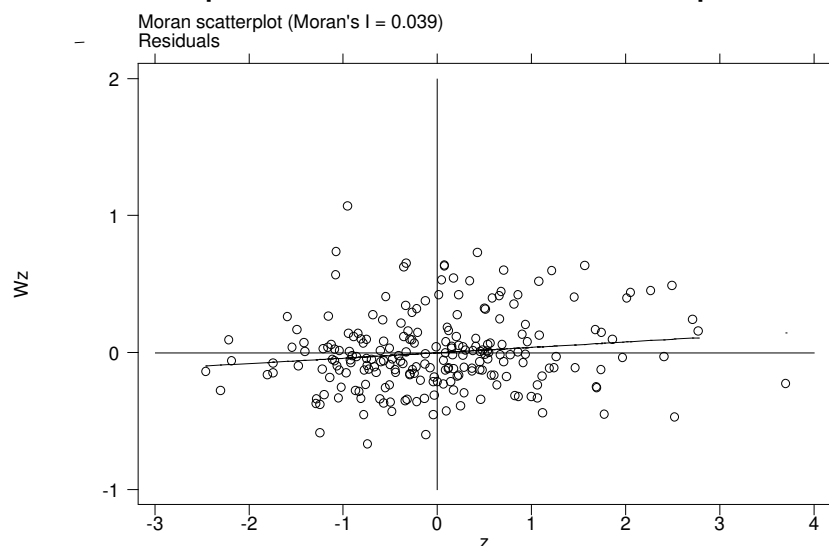
den. Eine prominente Operationalisierung ist die Verwendung der so genannten Moran's  $I$  Statistik als Maß der (positiven und negativen) Autokorrelation in einer Variablen (siehe dazu u.a. LeSage und Pace, 2009). Sowohl auf Basis der (linear und quadratisch approximierten) metrischen als auch der optimalen binären Gewichtungsmatrix zeigen die Modellresiduen für das in Tabelle 1 geschätzte Modell eine signifikante räumliche Autokorrelation der Schätzresiduen. Die Ergebnisse sind zudem in Abbildung 5 graphisch dargestellt. Die Ergebnisse legen somit nahe, das oben abgeleitete Wachstumsmodell in seiner SAR und SEM Erweiterung empirisch zu schätzen.

Tabelle 2:  
Test auf räumliche Autokorrelation der Schätzresiduen im Wachstumsmodell

Modell	Residuen aus OLS	Residuen aus OLS
Gewichtungsmatrix $W$	Linear	Binär
Moran's $I$ (Z-Statistik)	1.91**	2.04**
Getis-Ord $G$		-2.32**

Anmerkungen: \*, \*\*, \*\*\* = signifikant auf dem 10%, 5% und 1% Niveau.

Abbildung 005:  
Moran's  $I$  Scatterplot für die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität



Die jeweiligen Modellergebnisse für das SAR und SEM bei unterschiedlichen Gewichtungsmatrizen sind in Tabelle 3 dargestellt. Anknüpfend an Tabelle 1 werden hier nur Variablen in der Schätzung berücksichtigt, die in mindestens einer Modellvariante statistisch signifikant getestet wurden. Insgesamt zeigen die ermittelten Schätzkoeffizienten, dass die Spezifikation des raumlosen Modells relativ robust gegenüber der „räumlichen“ Erweiterung ist. Nahezu alle vorher als signifikant geschätzten Variablen bleiben auch im SAR und SEM qualitativ identisch. Auch der quantitative Impuls gemessen über die Schätzkoeffizienten der Variablen bleibt annähernd unverändert. Dies gilt insbesondere für die Variablen zur Messung der GRW-Förderung. Lediglich die Variablen zur Messung der Bevölkerungsdichte verlieren an Erklärungskraft, hingegen wird das Marktpotential in einigen Spezifikationen signifikant getestet. Zudem zeigen die Schätzwerte für die Koeffizienten  $\rho$  und  $\lambda$ , dass die räumliche Komponente einen signifikanten Einfluss hat. Für alle Spezifikation kann der Wald-Test für die Nullhypothese  $\rho / \lambda = 0$  für gängige Signifikanzniveaus verworfen werden. Dies verdeutlicht, dass räumliche Korrelation in den verwendeten Daten für Arbeitsmarktregionen von Bedeutung ist. Im Falle des SAR Modell weist der signifikant positive Effekte darauf hin, dass es einen positiven Wachstumsverbund in Deutschland gibt. D.h. Regionen in der Nachbarschaft von schneller wachsenden Einheiten, weisen ebenfalls eine höhere Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität im Zeitraum 1994 bis 2006 auf. Im Falle des SEM Modells kann wie oben dargestellt der Ursprung der räumlichen Korrelation nicht eindeutig identifiziert werden. Wichtig ist ebenfalls, dass der Effekt der GRW-Förderung über die verschiedenen Modelle in seiner Höhe nahezu unverändert und statistisch signifikant positiv bleibt, sowohl gemessen über den Förderdummy als auch die logarithmierte Förderintensität als Fördervolumen je Erwerbsfähigem.

Tabelle 3:  
Maximum Likelihood Schätzung des räumlich erweiterten Wachstumsmodells

<i>Modell</i>	V / SAR	VI / SAR	VII / SEM	VIII / SAR	IX / SAR	X / SEM
<b>Gewichtungsmatrix <i>W</i></b>	<b>Linear</b>	<b>Binär</b>	<b>Binär</b>	<b>Linear</b>	<b>Binär</b>	<b>Binär</b>
<i>Arbeitsproduktivität 1994 (Ln BIP(1994)/EWT(1994))</i>	-0.028*** (0.006)	-0.028*** (0.006)	-0.028*** (0.006)	-0.043*** (0.005)	-0.044*** (0.005)	-0.043*** (0.005)
<i>Beschäftigungswachstum (plus Abschreibung u. techn. Fortschritt (Ln EWT))</i>	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
<i>Investitionsintensität (Ln S)</i>	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>% Anteil Verarbeitendes Gewerbe (Ln IND)</i>	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.005*** (0.002)
<i>Humankapital (Ln HK)</i>	0.024** (0.010)	0.025** (0.010)	0.006*** (0.011)	0.026** (0.010)	0.026** (0.010)	0.029*** (0.011)
<i>FuE-Industrien (Ln Tech)</i>	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Marktpotenzial (Ln MPOT)</i>	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)
<i>Bevölkerungsdichte (Ln BVD)</i>	-0.013** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.008 (0.006)	-0.009* (0.005)	-0.008* (0.005)	-0.005 (0.005)
<i>Quadrierte Bevölkerungsdichte (Ln BVD<sup>2</sup>)</i>	0.001** (0.0004)	0.001** (0.0005)	0.0007 (0.0005)	0.0006 (0.0004)	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0004)
<b>Förderdummy (<i>D_GRW</i>)</b>	<b>0.128*** (0.032)</b>	<b>0.133*** (0.032)</b>	<b>0.136*** (0.031)</b>			
<b>Förderintensität (Ln <i>GRW</i>)</b>				<b>0.014*** (0.003)</b>	<b>0.015*** (0.003)</b>	<b>0.014*** (0.003)</b>
<b>Interaktionsterm Ln <i>Y(1994) x GRW<sub>i</sub></i></b>	<b>-0.034*** (0.008)</b>	<b>-0.035*** (0.008)</b>	<b>-0.036*** (0.008)</b>	<b>-0.004*** (0.0008)</b>	<b>-0.004*** (0.0008)</b>	<b>-0.004*** (0.0007)</b>
<i>Dummy NBL</i>	-0.010*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
$\rho$	0.573** (0.247)	0.235** (0.103)		0.564** (0.243)	0.231** (0.101)	
$\lambda$			0.613** (0.139)			0.497** (0.195)
<i>Wald Test of <math>\rho / \lambda = 0</math></i>	$\chi^2(1)=5.38$ (0.02)	$\chi^2(1)=5.14$ (0.02)	$\chi^2(1)=19.3$ (0.00)	$\chi^2(1)=5.39$ (0.02)	$\chi^2(1)=5.27$ (0.02)	$\chi^2(1)=6.46$ (0.01)

Anmerkungen: \*, \*\*, \*\*\* = signifikant auf dem 10%, 5% und 1% Niveau. Standardfehler in Klammern. Der Index *i* gibt an, welche Variable für die Berechnung des Interaktionsterms verwendet wurde mit *i* = (GRW\_D, Ln GRW) und orientiert sich an der in da Modell aufgenommenen nicht-konditionellen Variable zur Messung des GRW-Fördereffekts.

Die Ergebnisse in Tabelle 3 deuten darauf hin, dass nicht eindeutig zwischen den beiden Modellspezifikationen unterschieden werden kann, da sowohl der Wald-Test auf  $\rho = 0$  als auch  $\lambda = 0$  abgelehnt werden kann. Zudem argumentieren Eckey und Kosfeld (2005), dass das SAR und SEM als Standardmodelle der räumlichen Ökonometrie nicht den geeigneten Modellrahmen bilden, um Spillovereffekte in ihren unterschiedlichsten Ausprägungen zu modellieren. Vor diesem Hintergrund wird auf ein in der jüngeren Literatur stärker verwendetes Spatial Durbin Modell (SDM) umgestiegen. Das SDM kann als unrestringierte Form des Spatial Error Modells gesehen werden, bei dem nicht eine räumliche Gewichtungsmatrix einheitlich über den Fehlerterm ins Modell eingeführt wird, sondern separat für jeden endogenen und exogenen Regressor als

$$(9) \quad y = \rho W y + dX + \gamma W X + e.$$

Der Vorteil dieser erweiterten Form des SAR ist zudem, dass der Koeffizient für das Spatial Lag der Variable GRW-Förderung ( $\gamma * W * GRW$ ) nun explizit hinsichtlich der Signifikanz von räumlichen Externalitäten der Förderung überprüft werden kann. Allerdings muss beim SDM (und auch beim SAR Modell) beachtet werden, dass durch die Hinzunahme eines Spatial Lags der abhängigen Variablen die Interpretation der Schätzkoeffizienten der erklärenden Regressoren nur indirekt möglich ist, da beispielsweise eine Veränderung der exogenen Variablen für eine betrachtete Region, die endogene Variable für alle übrigen Regionen beeinflussen kann.<sup>16</sup> Aufgrund der komplexen Modellstruktur des SDM schätzen wird daher auch ein Spatial Durbin Error Modell (SDEM), welches lediglich räumliche Variablen für den Vektor der exogenen Variablen berücksichtigt:

$$(10) \quad y = dX + \gamma W X + \varepsilon \quad \text{mit: } \varepsilon = \lambda W \varepsilon + v.$$

Der Vorteil des SDEM ist, dass die Schätzkoeffizienten anders als beim SDM direkt interpretiert werden können, so dass  $d$  den direkten Effekt und  $\rho$  den indirekten Effekt der Variablen misst (siehe LeSage und Pace, 2009). Die Schätzergebnisse für das SDM und das SDEM sind schließlich in Tabelle 4 zusammengefasst. Um das Problem von Multikollinearität zu vermeiden, wird zunächst von einem kompakten Modell ausgegangen, dass nur das räumliche Lag für die GRW-Förderung in die Schätzspezifikation aufnimmt, und dann für den Einfluss weiterer Terme räumlich transformierter Variablen getestet.

<sup>16</sup> LeSage und Pace (2009) schlagen in diesem Zusammenhang folgende Aufschlüsselung eines Bruttoeffekts vor: 1.) den durchschnittlichen direkten Effekt von Änderungen in  $X_i$  auf  $y_i$ , 2.) den durchschnittlichen totalen Effekt auf eine spezifische Beobachtung, sowie 3.) den durchschnittlichen totalen Effekt von einer spezifischen Beobachtung (d.h. welcher Effekt geht von einer Änderung in  $j$  auf alle anderen Regionen aus?). Da die Effekte in 2.) und 3.) numerisch identisch sind, werden sie häufig auch als indirekter Effekt zusammengefasst betrachtet.

Tabelle 4:  
SDM und SDEM Modell zur Messung von Spillover-Effekten der GRW

<i>Modell</i>	<b>XI / ML-SDM</b>	<b>XII / ML-SDM</b>	<b>XIII / ML-SDEM</b>	<b>XIV / ML-SDM</b>	<b>XV / ML-SDEM</b>
<b>Gewichtungsmatrix <i>W</i></b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>
<i>Arbeitsproduktivität in 1994 (Ln (BIP(1994)/EWT(1994)))</i>	-0.028*** (0.006)	-0.031*** (0.006)	-0.031*** (0.006)	-0.046*** (0.005)	-0.046*** (0.005)
<i>Beschäftigungswachstum (plus Abschreibung u techn. Fortschritt (Ln EWT))</i>	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
<i>Investitionsintensität (Ln S)</i>	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
<i>% Anteil Verarbeitendes Gewerbe (Ln IND)</i>	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>Humankapital (Ln HK)</i>	0.035*** (0.011)	0.039*** (0.011)	0.039*** (0.011)	0.031*** (0.011)	0.033*** (0.011)
<i>FuE-Industrien (Ln Tech)</i>	0.003** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)
<i>Marktpotenzial (Ln MPOT)</i>	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Bevölkerungsdichte (Ln BVD)</i>	-0.014*** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)
<i>Quadrierte Bevölkerungs- dichte (Ln BVD^2)</i>	0.001** (0.0004)	0.001** (0.0004)	0.001* (0.0004)	0.0002 (0.0005)	0.0002 (0.0005)
<b>Förderdummy (<i>D_GRW</i>)</b>	<b>0.134*** (0.032)</b>	<b>0.129*** (0.031)</b>	<b>0.129*** (0.031)</b>		
<b>Förderintensität (Ln GRW)</b>				<b>0.016*** (0.003)</b>	<b>0.015*** (0.003)</b>
<b>Ln <i>Y</i>(1994) x <i>GRW<sub>i</sub></i></b>	<b>-0.035*** (0.008)</b>	<b>-0.034*** (0.008)</b>	<b>-0.034*** (0.008)</b>	<b>-0.004*** (0.001)</b>	<b>-0.004*** (0.001)</b>

Fortsetzung Tabelle 4

<b>Modell</b>	<b>XI / ML-SDM</b>	<b>XII / ML-SDM</b>	<b>XIII / ML-SDEM</b>	<b>XIV / ML-SDM</b>	<b>XV / ML-SDEM</b>
<b>Gewichtungsmatrix <math>W</math></b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>
$W * GRW_i$	-0.012** (0.005)	-0.013*** (0.005)	-0.013*** (0.005)	-0.0014** (0.0007)	-0.0010* (0.0007)
$W * Ln BVD$		-0.017*** (0.003)	-0.017*** (0.004)	-0.111** (0.052)	-0.110** (0.048)
$W * Ln BVD^2$				0.008* (0.004)	0.008** (0.004)
<i>Dummy NBL</i>	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.011*** (0.003)
$\rho$	0.633** (0.233)	-0.386 (0.797)		-0.287 (0.490)	
$\lambda$			-0.387 (0.797)		-0.622 (0.855)
<i>Log Likelihood</i>	872.32	877.92	879.93	886.45	886.14
<i>Wald Test of <math>\rho / \lambda = 0</math></i>	$\chi^2(1)=7.38$ (0.00)	$\chi^2(1)=0.23$ (0.62)	$\chi^2(1)=0.24$ (0.63)	$\chi^2(1)=0.34$ (0.56)	$\chi^2(1)=0.53$ (0.47)

Anmerkungen: \*, \*\*, \*\*\* = signifikant auf dem 10%, 5% und 1% Niveau. Standardfehler in Klammern. Der Index  $i$  gibt an, welche Variable für die Berechnung des Interaktionsterms verwendet wurde mit  $i =$  (GRW\_D, Ln GRW) und orientiert sich an der in da Modell aufgenommenen nicht-konditionellen Variable zur Messung des GRW-Fördereffekts.

Die Ergebnisse für das SDM-Modell erweitert um das räumliche Lag der GRW-Fördervariablen in Spalte XI zeigen, dass ein negativer Spillovereffekt von Förderregionen auf ihre räumlichen Nachbarn ausgeht.<sup>17</sup> Dieses Ergebnis kommt somit qualitativ zu denselben Schlussfolgerungen wie in Eckey und Kosfeld (2005). Dieser Effekt bleibt dabei stabil, wenn räumlicher Lags weiterer erklärender Variablen in die Schätzung aufgenommen. Neben dem räumlichen Lag der GRW-Förderung erweisen sich allerdings nur die räumlichen Lags der (quadrierten) Bevölkerungsdichte signifikant. Die Ergebnisse für das um sie signifikanten räumlichen Lags erweiterte SDM-Modell sowie das SDEM-Modell sind in Spalte XII sowie Spalte XIII dargestellt.<sup>18</sup> Die Ergebnisse bleiben für den Fördergebietsdummy weitgehend stabil. Errechnet man nun erneut den Gesamteffekt der Förderung unter Berücksichtigung der indirekten Wirkungen der GRW so zeigt Abbildung 6, dass nur noch für gut 45% der geförderten Arbeitsmarktregionen ein positiver Netto-Effekt zu beobachten ist.

Im Durchschnitt aller Arbeitsmarktregionen ist der Gesamteffekt mit -0,18% jedoch negativ. Dieses Ergebnis steht somit im Gegensatz zur OLS, SAR und SEM Spezifikation, die jeweils nur den direkten Effekt der Förderung berücksichtigen (siehe Abbildung 6). Zwar wird der direkte Effekt über alle Spezifikationen hinweg statistisch signifikant und in der Höhe stabil geschätzt, so vernachlässigt diese partialanalytische Betrachtung jedoch die indirekte verzerrende Wirkung der GRW. Wie Eckey und Kosfeld (2005) argumentieren kann dies insbesondere mit räumlichen Verlagerungseffekten der GRW aufgrund der Veränderung der relativen Preise für Investitionen in verschiedenen Regionen erklärt werden. Oder mit anderen Worten: Durch die Förderung wird eine Region *ceteris paribus* im Vergleich zu anderen Regionen attraktiver, und „saugt“ somit Investitionen (und Potentialfaktoren) ab, die ansonsten nicht in diesem Ausmaß in der Region getätigt worden wären.

Dieses Ergebnis lässt somit den Schluss zu, dass die GRW-Förderung das Produktivitätswachstum nur für einen Teil von Regionen mit niedriger Ausgangsproduktivität deutlich positiv beeinflussen kann (ca. 35T € je Beschäftigten), während für die anderen Regionen räumliche Verzerrungseffekte den Gesamteffekt reduzieren. Einschränkung ist anzumerken, dass der indirekte Effekt statistisch weniger gesichert ist, wenn die Förderintensität betrachtet wird: Hier wird der negative indirekte Effekt der GRW-Förderung nur auf dem 5% bzw. 10%-Niveau statistisch signifikant getestet (siehe Spalte XIV und Spalte XV). Da sowohl das Spatial Lag der endogenen Variable ( $\rho$ ) als auch der Spatial Error Term ( $\lambda$ ) im allgemeinen Modellrahmen insig-

---

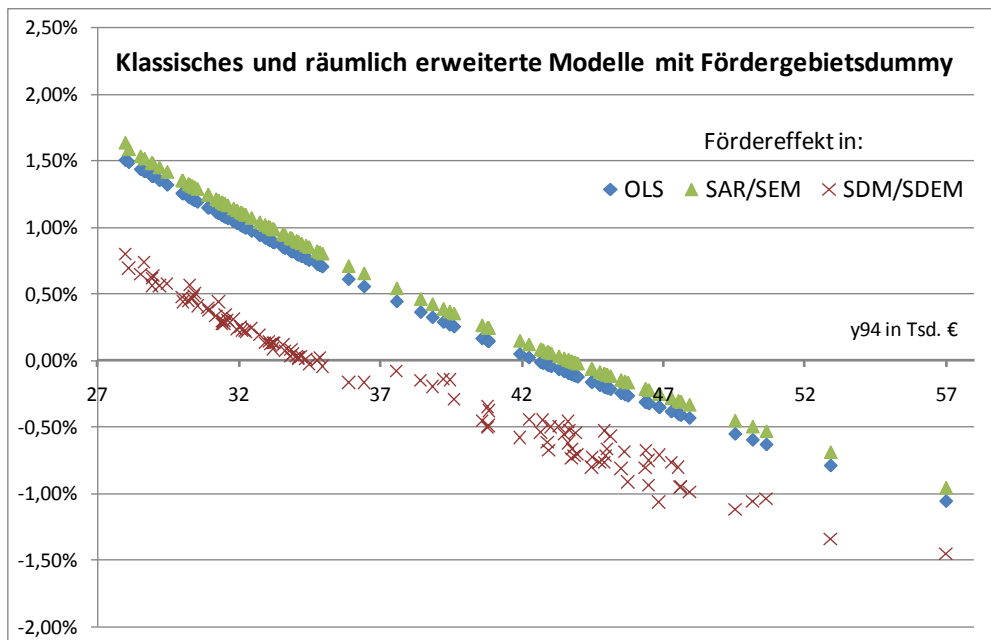
<sup>17</sup> Hier werden nur Ergebnisse für den Förderdummy  $D_{GRW}$  dargestellt, Schätzergebnisse für die logarithmierte Förderintensität zeigen ähnliche Resultate und werden von den Autoren auf Nachfrage zur Verfügung gestellt.

<sup>18</sup> Auf die Darstellung von Schätzungsgleichungen mit weiteren räumlichen Lags der in Tabelle 3 dargestellten Modelle wurde aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet. Die Schätzkoeffizienten wurden statistisch nicht signifikant von null verschieden getestet. Detaillierte Übersichten werden auf Nachfrage zur Verfügung gestellt.



nifikant getestet werden, kann das Ergebnis direkt aus der Schätzgleichung abgelesen werden. Letzteres Ergebnis ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass der räumliche Lag Koeffizient der endogenen Variable beispielsweise fälschlich den raumwirksamen Effekt von exogenen Einflussgrößen auffängt. Wird jedoch im allgemeinen Modell für einen derartigen „omitted variable bias“ kontrolliert, führt dies zu einem insignifikanten Koeffizienten  $\rho$ . Als wichtige raumwirksame Variable erweist sich hier das räumliche Lag der Bevölkerungsdichte.

Abbildung 06:  
Direkter und indirekter Effekt der GRW für geförderte Arbeitsmarktregionen



Anmerkungen: Berechnung auf Basis der Spezifikation mit Fördergebietsdummy.

Da die Rolle von positiven Spillover-Effekten über  $\rho$  auch einen Einfluss auf das Ergebnis der Bewertung des Fördereffektes hat (d.h. bei einem positiven Wachstumsverbund müsste auch ein positiver Zweitstunden-Effekt über Ausstrahlungseffekte in Nachbarschaftsregionen ermittelt werden), soll abschließend im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse die Güte der verschiedenen Modelle getestet werden. Dazu wird abermals die Moran's  $I$  Statistik für die Residuen aus verschiedenen Modellspezifikationen ermittelt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 zusammengefasst.

Wie die Ergebnisse zeigen, ist das einfache SAR Modell, sowie das SDM Modell mit signifikantem  $\rho$  nicht in der Lage, vollständig für die räumliche Korrelation im Modell zu kontrollieren. Lediglich in der allgemeinen SDM und SDEM Spezifikation ist keine

räumliche Autokorrelation der Residuen zu beobachten. In beiden Modellen wird  $\rho$  bzw.  $\lambda$  dann jedoch insignifikant ermittelt. Gerade für die Frage nach dem Gesamteffekt der Förderung über potenzielle Zweitrunden-Effekte eines positiven Wachstumsverbundes ist die Beurteilung des angemessenen Modells daher entscheidend. Hier sprechen die Sensitivitätstests jedoch deutlich für die SDM- bzw. SDEM-Variante in Spalte XII und XIII von Tabelle 4 und somit für den in Abbildung 6 dargestellten abgeschwächten Gesamteffekt der GRW-Förderung gegenüber dem ausschließlich direkten Wirkungszusammenhang.

Tabelle 5:  
Moran's I für die Schätzresiduen der verschiedenen räumlichen Modelle

Modell:	SAR (Spalte V) mit $\rho$ signifikant	SDM (Spalte XI) mit $\rho$ und $W^*GRW$ signifikant	SDM (Spalte XII) mit $W^*GRW$ und $W^*BVD$ signifikant	SDEM (Spalte XIII) mit $W^*GRW$ und $W^*BVD$ signifikant
Moran's I (P-Value)	(0.00)	(0.00)	(0.42)	(0.43)

Anmerkung: Berechnung auf Basis der Spezifikation mit Fördergebietsdummy.

---

## ZUSAMMENFASSUNG

In dieser Arbeit wurde der wachstumsfördernde Effekt der Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) für 225 Arbeitsmarktregionen im Zeitraum 1994 bis 2006 empirisch untersucht. Die Arbeit leitet dazu eine bedingte Konvergenzgleichung auf Basis wachstumsökonomischer Überlegungen ab und schätzt diese mit Hilfe von Verfahren der klassischen und räumlichen Ökonometrie. Ein besonderes Gewicht kommt dabei der Ableitung von Potenzialfaktoren der Produktivitätsentwicklung bei der neben den Faktoren des klassischen Produktionsfunktionenansatzes (Beschäftigung und Investitionen) auch Variablen auf Basis innovations- und agglomerationsökonomischer Überlegungen verwendet werden.

Die empirischen Ergebnisse des klassischen „raumlosen“ Modells zeigen dabei, dass die Wachstumsrate des Produktivitätsniveaus für deutsche Arbeitsmarktregionen recht gut über einen derartigen erweiterten Produktionsfunktionenansatz geschätzt werden kann. Besondere Aufmerksamkeit kommt dabei der Politikvariablen für die GRW als erklärende Variable zuteil. Hier zeigen die Schätzergebnisse für verschiedene Modellspezifikationen und Variablentransformationen (einerseits als Förderquote definiert als Summe der GRW-Mittel relativ zum regionalen Einkommen, sowie andererseits als binärer Dummy für die Fördergebiete) einen signifikant positiven Einfluss der Förderung auf die Produktivitätsentwicklung. Der direkte Effekt beträgt dabei im Durchschnitt aller Fördergebiete etwa 0,45%, wobei der Effekt erst für Regionen mit über 90% der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität nicht-geförderter westdeutscher Arbeitsmarktregionen negativ wird. Für über die Hälfte der geförderten Regionen kann somit ein positiver direkter Effekt der Förderung im Zeitraum 1994 bis 2006 geschätzt werden.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen wurde das klassische ökonometrische Modell schließlich um „räumliche“ Komponenten erweitert. Berücksichtigung derartiger räumlicher Komponenten kann einerseits die statistischen Eigenschaften des geschätzten Modells erhöhen (Normalverteilung der Residuen), andererseits kann den räumlichen Variablen definiert als Nachbarschaftsausprägungen um die jeweils betrachtete Region eine ökonomische Interpretation als positive bzw. negative Spillovereffekte gegeben werden. In der Tat zeigen die Schätzergebnisse, dass das klassische Regressionsmodell durch vernachlässigte räumliche Korrelation fehlspezifiziert ist. Die Erweiterung zu einem Spatial Lag Modell mit einem zusätzlichen räumlichen Lag der abhängigen Variable zeigt, dass für deutsche Arbeits-

marktregionen ein positiver räumlicher Wachstumsverbund zu beobachten ist, d.h. von einer stärker wachsenden Region gehen positive Spillovereffekte auf die Nachbarregionen aus. Wird darüber hinaus versucht, für räumliche Effekte der exogenen Variablen zu kontrollieren, so zeigt sich auf Basis eines Spatial Durbin und Spatial Durbin Error Modells, dass negative indirekte Spillovereffekte der GRW-Förderung zu beobachten sind. Diese verringern auch deutlich den Gesamteffekt der Förderung, der nun im Mittelwert aller geförderten Arbeitsmarktregionen marginal negativ ist. Noch für gut 45% aller Regionen mit einer Ausgangsproduktivität von unter 35 Tsd. € je Beschäftigtem im Jahr 1994 bleibt der positive Gesamteffekt erhalten. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit früheren Ergebnissen von Eckey & Kosfeld (2005) für Deutschland, sowie De Castris und Pellegrini (2005) für Italien. Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass vom Förderinstrument GRW in der Tendenz nur dann uneingeschränkt positive Effekte ausgehen, je niedriger das Ausgangseinkommen in den Fördergebieten ist (etwa 73% der nicht geförderten westdeutschen Arbeitsmarktregionen).

## LITERATURVERZEICHNIS

- Alecke, B.; Untiedt, G. (2007): Makroökonomische Untersuchungen zu den Wirkungen für die Ausgleichs- und Wachstumsregionen, in: Institut für Wirtschaftsforschung Halle (Hrsg), Interregionale Ausgleichspolitik in Deutschland: Untersuchungen zu den Effekten ausgewählter Systeme zur Herstellung von „gleichwertigen Lebensverhältnissen“, IWH-Sonderheft 2.
- Asmacher, C.; Schalk, H.J.; Thoss, R. (1987): Analyse der Wirkungen regionalpolitischer Instrumente, Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung, Bd. 120, Münster.
- Badinger, H.; Url, T. (2002): Determinants of regional unemployment: some evidence from Austria, in: Regional Studies, Vol. 36(9), S. 977-988.
- Bambor, T.; Clark, W.; Golder, M. (2006): Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses, in: Political Analysis, Vol. 14, S. 63-82.
- Barro, R. J.; Sala-i-Martin, X. (1995): Economic growth. McGraw-Hill, Boston, Mass.
- Baumol, W. J. (1967): Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis, in: American Economic Review, Vol. 57(3), S. 415-426.
- Blien, U.; Maierhofer, E.; Vollkommer, D.; Wolf, K. (2003): Einflussfaktoren der Entwicklung ostdeutscher Regionen. Theorie, Daten, Deskriptionen und quantitative Analysen, in: Blien, U. (Hrsg.), Die Entwicklung der ostdeutschen Regionen, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg. (= Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung BeitrAB 267).
- Bölting, H. M. (1976): Wirkungsanalyse der Instrumente der regionalen Wirtschaftspolitik, Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung, Bd. 35, Münster.
- De Castris, M.; Pellegrini, G. (2005): Identification of the Spatial Effects for Industry Subsidies, Working Paper No. 408, CREI Università degli Studi Roma Tre.
- Deitmer, I. (1993): Effekte der regionalen Strukturpolitik auf Investitionen, Beschäftigung und Wachstum, Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung, Bd. 153, Münster.
- Durlauf, S. N.; Johnson, P. A.; and Temple, J. R. W. (2005): Growth econometrics, in: P. Aghion and S. N. Durlauf (eds.) Handbook of Economic Growth, Volume 1A, North-Holland: Amsterdam, 2005, pp. 555-677.
- Eckey, H. F.; Kosfeld, R. (2005): Regionaler Wirkungsgrad und räumliche Ausstrahlungseffekte der Investitionsförderung, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 25, Heft 2, S. 149 - 173.

- Eckey, H. F.; Kosfeld, R.; Türck, M. (2007): Regionale Entwicklung mit und ohne räumliche Spillover-Effekte, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaften, Vol. 27, No. 1, S. 23-42.
- Franz, W.; Schalk, H.J. (1982): Investitionsfördernde Maßnahmen als Mittel der Regionalpolitik: Eine ökonometrische Analyse, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, S. 5-35.
- Franz, W.; Schalk, H.J. (1995): Eine kritische Würdigung der Wirksamkeit der regionalen Investitionsförderung in der Bundesrepublik Deutschland, in: v. Gahlen, B.; Hesse, H.; Ramser, H.J. (Hrsg.), Standort und Region. Neue Ansätze zur Regionalökonomik, Tübingen, S. 273-302.
- Freund, M. (2008): Die räumliche Differenzierung betrieblicher Innovationsaktivitäten. Ein Produktionsfunktionsansatz auf der regionalen und betrieblichen Ebene, Gabler.
- Getis, A.; Ord, K. (1992): The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics, in: Geographical Analysis, Vol. 24, S. 189-206.
- Hierschenauer, F. (1994), Indikatoren zur Neuabgrenzung des regionalpolitischen Fördergebiets 1993, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (2) 27. Jg., 108-129.
- Lammers, K.; Niebuhr, A. (2002): Erfolgskontrolle in der deutschen Regionalpolitik: Überblick und Bewertung. HWWA-Report 214, Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA), Hamburg.
- LeSage, J.; Pace, R. (2009): Introduction to Spatial Econometrics, CRC Press.
- Niebuhr (2000): Räumliche Wachstumszusammenhänge. Empirische Befunde für Deutschland, HWWA Discussion Paper Nr. 84.
- Sachverständigenrat (2005): Wirtschaftspolitik für den Aufbau Ost: Königsweg nicht in Sicht, Auszug aus dem Jahresgutachten 2004/2005, S. 458-473.
- Schalk, H.J.; Untiedt, G. (2000): Regional investment incentives in Germany. Impacts on Factor Demand and Growth, in: The Annals of Regional Science, 34, S. 173-195.
- Ward, M.; Gleditsch, K. (2008): Spatial Regression Models, Sage Publications.

Tabelle A.6:  
**Wachstumsdeterminanten – Erklärende Variablen im bedingten Konvergenzmodell**

Theorie/ Wachstumsdetermi- nante	Indikator	Messkonzept	Kürzel
Kapitalintensivierung pro Arbeit in Effizienzeinheiten	Produktivitätsniveau im Ausgangsjahr	Einkommen je Erwerbstätigen im Jahr 1994 in der AMR	Ln Y(1994)
Kapitalintensivierung pro Arbeit in Effizienzeinheiten	Investitionsintensität	Investitionen in der Industrie je Beschäftigtem $\bar{\varnothing}$ 1994-2006 in der AMR	Ln S
Kapitalintensivierung pro Arbeit in Effizienzeinheiten	Erwerbstätigenwachstum	Wachstum der Erwerbstätigen 1994-2006 in der AMR (plus 0,04 für Abschreibungen und Wachstum des exogenen technischen Fortschritts)	Ln EWT
<b>Variablen zur Erfassung von Unterschieden im technologischen Niveau der Regionen</b>			
Humankapital	Ausbildungsstand der Erwerbsfähigen	Anteil der SV-Beschäftigten mit Berufsabschluss an den Gesamtbeschäftigten $\bar{\varnothing}$ 1994-2006 in der AMR	Ln HK
Innovation & Wettbewerb	Patentintensität	Patente je Erwerbsfähigem $\bar{\varnothing}$ 1995-2005 in der AMR	Ln PAT
Innovation & Wettbewerb	Beschäftigungsanteil des Verarbeitenden Gewerbes	Anteil der SV-Beschäftigung in der Industrie an der gesamten SV-Beschäftigung $\bar{\varnothing}$ 1998-2006 in der AMR	Ln IND
Innovation & Wettbewerb	Beschäftigungsanteil technologieintensiver Wirtschaftszweige	Anteil der SV-Beschäftigung in technologieintensiven Wirtschaftszweigen gemäß ISI/NIW-Liste an der gesamten SV-Beschäftigung $\bar{\varnothing}$ 1998-2006 in der AMR	Ln TECH
Innovation & Wettbewerb	Offenheitsgrad / interregionale Verflechtungen	Anteil des Auslandumsatzes am Gesamtumsatz in der Industrie $\bar{\varnothing}$ 1994-2006 in der AMR	Ln AUM

Fortsetzung Tabelle A.6

Theorie/ Wachstumsdetermi- nante	Indikator	Messkonzept	Kürzel
<i>Forts.: Variablen zur Erfassung von Unterschieden im technologischen Niveau der Regionen</i>			
	Spezialisierungsgrad	Summe der quadrierten Abweichungen zwischen den Beschäftigtenanteilen in einem Sektor zwischen dem Kreis und der Bundesebene (NACE-3 Steller, 1998)	Ln SPZG
Lokalisationseffekte	Externe Skalenvorteile	Beschäftigte in Sektoren mit hohem Ellison-Glaeser-Index (> 0,005) in % der Beschäftigten des Wirtschaftssektors	Ln EGH
Siedlungsstruktur & geografische Standortgunst	Marktpotenzial	Summe aus dem BIP im jeweiligen Kreis, dem BIP in den anderen Kreisen derselben Raumordnungsregion und dem BIP in den umliegenden Raumordnungsregionen, gewichtet mit dem Kehrwert der durchschnittlichen Entfernung von Verwaltungssitz des betrachteten Kreises zum Verwaltungssitz der anderen Kreise und Raumordnungsregionen	Ln MPOT
Siedlungsstruktur & geografische Standortgunst	Verkehrliche Erreichbarkeit	Durchschnittliche Reisezeit in Minuten im kombinierten Straßen- und Flugverkehr zu allen 41 europäischen Agglomerationsräumen 1998 (BBR-Verkehrsnetzmodell)	Ln ERBK
Siedlungsstruktur & geografische Standortgunst	Bevölkerungsdichte	Einwohner je km <sup>2</sup>	Ln BV
Politikeinfluss			
Förderung im Rahmen der Gemeinschaftsausgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“	Dummy für GRW-Fördergebiet	Binärer Dummy: Wenn die betrachtete Arbeitsmarktregion im Beobachtungszeitraum GA-Investitionszuschüsse bekommen hat dann 1, sonst 0	D_GRW
Förderung im Rahmen der Gemeinschaftsausgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“	GRW-Fördermittel insgesamt	Summe der bewilligten GA-Investitionszuschüsse in der gewerblichen Wirtschaft und für die wirtschaftsnahe Infrastruktur je Erwerbsfähigem (vor der Logarithmierung wurden Nullwerte durch eine sehr kleine positive Zahl) ersetzt.	Ln GRW

Quelle: Laufende Raumbearbeitung des BBR, Bundesagentur für Arbeit, VGR der Länder und eigene Berechnungen.



Tabelle A.7:  
**Deskriptive Statistiken zu den Variablen (unlogarithmierte Ausgangswerte)**

<b>Indikator</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Maximum</b>	<b>Minimum</b>	<b>Standard- abweichung</b>
Produktivitätswachstum	0,0213	0,0551	-0,0026	0,0093
Produktivitätsniveau im Ausgangsjahr (in €)	42915	61906	27973	7452
Erwerbstätigenwachstum	0,0017	0,0233	-0,0280	0,0078
Investitionsintensität	0,0579	1,2333	0,0161	0,0920
Ausbildungsstand der Erwerbsfähigen	0,8015	0,9091	0,6616	0,0580
Beschäftigungsanteil des Verar- beitenden Gewerbes	0,2681	0,7192	0,0680	0,1101
Auslandsumsatzquote	0,2882	0,6174	0,0368	0,1085
Beschäftigungsanteil technolo- gieintensiver Wirtschaftszweige	14,0495	58,2608	3,7459	7,4048
Patentintensität	609,8001	2754,1730	40,5744	462,1984
Spezialisierungsgrad	0,8965	1,5559	0,4993	0,1943
Externe Skalenvorteile	146,4650	2935,6840	34,3034	259,6006
Marktpotenzial	275,4521	386,2666	199,6828	31,1340
Erreichbarkeit	11746	42770	2414	7388
Bevölkerungsdichte	252,9467	3552,4940	40,5272	349,6108
GRW-Förderung	69,9113	1084,9030	0,0004	139,2182

Quelle: siehe Tabelle A.6.