



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/23975/>  
MPRA Paper No. 23975, posted 20 Jul 2010 12:37 UTC

## **Regionale Wachstumseffekte der GRW-Förderung? Eine räumlich-ökonometrische Analyse auf Basis deutscher Arbeitsmarktregionen**

*Björn Alecke (GEFRA), Timo Mitze (RWI) & Gerhard Untiedt (GEFRA und TU Clausthal)*<sup>1</sup>

### **Zusammenfassung**

Die Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) ist das zentrale wirtschaftspolitische Instrument zur Förderung entwicklungschwacher Regionen in Deutschland seit Ende der 1960er Jahre. Seit der deutschen Wiedervereinigung kommt es zudem flächendeckend in den neuen Bundesländern zur Förderung der privaten Investitionstätigkeit und wirtschaftsnahen Infrastruktur zum Einsatz. In dieser Untersuchung wird der Einfluss der GRW-Förderung auf das Produktivitätswachstum der 225 deutschen Arbeitsmarktregionen im Zeitraum von 1994 bis 2006 empirisch untersucht. Ausgangspunkt ist eine neoklassisch motivierte Konvergenzgleichung. Die Schätzergebnisse zeigen für verschiedene Modellspezifikationen einen signifikant positiven Einfluss der Förderung auf das Produktivitätswachstum der geförderten Arbeitsmarktregionen. Es wird gezeigt, dass sich die Konvergenzgeschwindigkeit für Regionen deutlich unterhalb ihres Steady State nahezu verdoppelt. Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, wird das klassische ökonometrische Modell schließlich um „räumliche“ Komponenten erweitert. Sowohl für das Spatial Durbin und auch das Spatial Durbin Error Modell ergeben sich negative Spillovereffekte der GRW-Förderung. Dieser indirekte Effekt bleibt stabil, wenn räumliche Lags weiterer erklärender Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden. Er kann u.a. damit erklärt werden, dass die geförderte Region im Standortvergleich attraktiver wird und somit – wie politisch gewollt – Investitionen aus anderen Regionen „abzieht“. Im Resultat führen die negativen räumlichen Spillover-Effekte zu einer Verlangsamung der Konvergenzgeschwindigkeit, allerdings bleibt der Gesamteffekt der GRW-Förderung weiterhin positiv.

---

<sup>1</sup> Kontakt an: [alecke@gefra-muenster.de](mailto:alecke@gefra-muenster.de); [mitze@rwi-essen.de](mailto:mitze@rwi-essen.de); [untiedt@gefra-muenster.de](mailto:untiedt@gefra-muenster.de). Postalische Adresse: Björn Alecke, GEFRA, Ludgeristr. 56, 48143 Münster, Timo Mitze, RWI, Hohenzollernstr. 1-3, 45128 Essen, Gerhard Untiedt, GEFRA, Ludgeristr. 56, 48143 Münster. Eine frühere Version des Papiers wurde auf der GfR Summer Conference 2010 in Hannover vorgestellt. Die Autoren danken den Teilnehmern für hilfreiche Kommentare und Verbesserungsvorschläge.

## **Abstract**

The “Joint Task for the Improvement of Regional Economic Structures” (GRW) is the key instrument of economic policy making in Germany in order to foster economic development in lagging regions. Introduced in the late 1960s the instrument has also been adapted to subsidize private sector physical investments and public infrastructure in East Germany. In this paper we analyse the effect of GRW funding 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 we find a significant positive direct effect of the regional policy instrument on labour productivity growth. Using a growth model framework we can show that the speed of convergence towards the region’s steady income is almost doubled for countries far away from their steady state compared to the case of not being supported. In order to check for the robustness of the results we also augment the standard regression approach to the field of spatial econometrics. 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 negative indirect effect may be explained by the increased attractiveness of the supported region, which is able to redirect physical investment and other input factors. The indirect distorting effect of the GRW programme yields to a slowdown in the speed of adjustment to the steady state income, however the overall effect of the GRW remains still positive.

*Keywords:* Regional Policy, Investment Subsidies, Spatial Durbin Model

*JEL-Code:* C21, R12, R58

## **1 Einleitung**

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 ökonomischer 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 einige Autoren positive Effekte der GRW identifizieren, 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-ökonomischer 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 GRW-Förderung als weitere 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.

## **2 Bisherige Arbeiten zu den Effekten der GRW-Förderung**

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 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>2</sup>

Mittlerweile gibt es eine Reihe von Veröffentlichungen zu der Frage, ob und inwieweit die Ziele der GRW erreicht wurden und welchen Beitrag die Förderung von gewerblichen Investitionen und wirtschaftsnaher Infrastruktur dazu geleistet hat.<sup>3</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 „with-without“-Prinzips ermitteln.<sup>4</sup> Die empirischen Wirkungskontrollen zur GRW-Förderung lassen sich dabei grundsätzlich in mikroökonomische Ansätze mit Fokus auf einzelbetriebliche Fördereffekte einerseits und aggregierte makroökonomische Untersuchungen andererseits untergliedern. Nachfolgend beschränken wir uns auf makroökonomische Studien, die den Einfluss der GRW-Förderung auf der Ebene von Regionen (Kreise, Arbeitsmarkt- oder Raumordnungsregionen) zu bestimmen versuchen. Ein wesentlicher Vorteil makroökonomischer Untersuchungen ist, dass sie auch indirekte Einflüsse der regionalen Wirtschaftsförderung (Multiplikatoreffekte, Externalitäten) auf die regionalen Volkswirtschaften berücksichtigen können. Mikroökonomische Studien dagegen erfassen nur den direkten Einfluss der Förderung auf Unternehmen, ohne Rückwirkungen in andere Teilbereiche der Ökonomie abzubilden.

Ein erster 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. Auf die letzte Version des Modells (Schalk, Untiedt 2000) wird im Folgenden Bezug genommen.<sup>5</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 des Ansatzes kann in der theoriegeleiteten Trennung von Substitutions- und Einkommenseffekten der GRW-Investitions-

---

<sup>2</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 Schaubild A.1 im Anhang dargestellt. Das Schaubild 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 in Ost-Bayern Fördergebiet sind.

<sup>3</sup> Vgl. u.a. Klemmer (1986), Klemmer (1995) sowie Lammers, Niebuhr (2002).

<sup>4</sup> Vgl. Schalk, Untiedt (1999).

<sup>5</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).

förderung 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 die Höhe des Pro-Kopf-Einkommens im Jahr 2001 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 Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass eine Erhöhung der Investitionsförderung zwar in den geförderten Regionen zu einer Zunahme des Pro-Kopf-Einkommens führt, dieses aber mit einem negativen Einfluss auf nicht-geförderte Regionen einher geht. In der Summe von direkten und indirekten Wirkungen über alle Regionen ergibt sich ein nur schwacher positiver Effekt der regionalen Investitionsförderung. Erwähnt sei, dass weder der direkte noch der indirekte Einfluss der GRW-Förderung statistisch signifikant sind.

Blien et al. (2003) untersuchen die Wirksamkeit von Maßnahmen der regionalen Wirtschaftsförderung und der aktiven Arbeitsmarktpolitik in den neuen Ländern in einem auf Paneldaten beruhenden Schätzansatz. In diesen gehen neben verschiedenen von der regionalökonomischen Theorie nahe gelegten erklärenden Variablen verschiedene Kennziffern 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. Die Ergebnisse weisen für den Zeitraum von 1990 bis 2001 einen signifikant positiven Einfluss der Investitionsbeihilfen auf das Produktivitätswachstum aus.

Auch Alecke, Untiedt (2007) greifen in ihrer Untersuchung auf den wachstumstheoretisch begründeten Schätzansatz einer Konvergenzregression zurück. Für den Querschnitt der west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen in den Jahren 1994 bis 2003 zeigt sich für die GRW-Förderung eine signifikant positive Wirkung auf das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens. Zugleich ergibt sich, dass Arbeitsmarktregionen einen (absolut) umso größeren Konvergenzparameter

aufweisen, je höher ihre 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 Variablenauswahl für die Regressoren, sondern schätzen das Modell lediglich in Abhängigkeit eines Zeittrends, verschiedene Dummy-Variable 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 potenzielle Kritik am Ansatz von Röhl und von Speicher ist darin zu sehen, dass keine echten „fixen Effekte“ für jede Querschnittseinheit gebildet werden und zudem keine zeitvariablen ökonomischen Kontrollvariablen in die Panelregression aufgenommen wurden.

Insgesamt zeigen die bisherigen makroökonomischen Studien, dass die GRW-Förderung in den Förderregionen einen signifikant positiven Einfluss auf die Investitionstätigkeit, Beschäftigung und 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 GRW-Förderung 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 kritischer Punkt besteht darin, dass in einigen Arbeiten die theoretische Fundierung des zu Grunde liegenden Schätzmodells unklar bleibt und die Zahl der in die Betrachtung einbezogenen erklärenden Faktoren recht gering ist. Dies erschwert die Interpretation der 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, Untiedt (2007) vorgenommen, die auf einer wachstumstheoretischen Fundierung der Schätzgleichung basiert und in der neben der Variablen 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.

### 3 Untersuchungsansatz aus der empirischen Wachstumsforschung

Bis auf den Untersuchungsansatz in Schalk, Untiedt (2000), bei dem ein mikro-ökonomisch fundiertes, dynamisches Mehrgleichungsmodell verwendet wurde, basieren die im vorherigen Abschnitt vorgestellten Untersuchungen auf Einzelgleichungen. Auch wenn Unterschiede im Detail festzustellen sind, so ist es doch für diesen Schätzansatz charakteristisch, dass 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. Als erklärende Größe findet sich zum einen eine Variable, die der Erfassung des Politikeinflusses in den Regionen dient wie etwa die GRW-Fördersumme je Einwohner. Zum anderen tauchen als weitere erklärende Variable Kennziffern auf, die die Ausstattung einer Region mit so genannten Potenzialfaktoren anzeigen. Die Potenzialfaktoren bzw. ihre entsprechenden Indikatoren werden als Kontrollvariablen benötigt, um die wirtschaftliche Entwicklung der Regionen von nicht der Förderpolitik zurechenbaren Einflüssen zu „bereinigen“ und die Effekte der Politikvariablen genauer herausarbeiten zu können.

Bei den meisten der bisher vorliegenden Studien wird die Spezifikation der Schätzgleichung, sowohl für die Auswahl der Variablen als auch für die Bestimmung der funktionalen Form ihres Zusammenhangs, zumeist nicht auf Grundlage eines theoretischen Modells vorgenommen. Insbesondere bei der Frage, welche Potenzialfaktoren neben den Variablen zur Erfassung des Politikeinflusses zusätzlich in dem empirischen Modell berücksichtigt werden sollten, fußen diese Arbeiten in der Regel auf ad hoc-Überlegungen. Die geschätzten Gleichungen sind 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 eine methodische Erweiterung des Ansatzes von Alecke, Untiedt (2007) vorgenommen, um mit einem aktualisierten Datensatz die Wirkungen der GRW-Förderung empirisch zu überprüfen. Die Arbeit baut dabei explizit auf wachstumstheoretischen Überlegungen auf, die in der empirischen Wachstumsforschung als so genannte „Barro-Type“-Konvergenzregressionen

populär geworden sind.<sup>6</sup> Im Schätzansatz wird 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. Der Ansatz ist durch zwei Besonderheiten gekennzeichnet: Zum einen ist nicht das Niveau des Pro-Kopf-Einkommens zu einem bestimmten Zeitpunkt, sondern die Wachstumsrate in einem (möglichst langen) Zeitraum die zu erklärende Variable, wodurch langfristige Entwicklungen in das Zentrum der Untersuchung rücken. Zum anderen wird 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 unterschiedlichen Einkommensniveaus unterschiedlich wachsen werden, und zwar derart, dass die anfangs „ärmere“ Ökonomie eine höhere Wachstumsrate als die „reichere“ aufweist (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 somit für die Vorhersage der neoklassischen Wachstumstheorie, dass sich die Wachstumsraten von Regionen mit verschiedenen Ausgangseinkommen pro Kopf voneinander

---

<sup>6</sup> Vgl. Barro, Sala-i-Martin (1995), Durlauf, Johnson, Temple (2005).

<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.

unterscheiden werden. Besitzt diese Variable ein negatives (positives) Vorzeichen deutet dies auf eine Konvergenz (Divergenz) der regionalen Wirtschaftsentwicklung hin.

Für eine formale Bestimmung der empirischen Schätzgleichung(en) aus der neoklassischen Wachstumstheorie sei auf Barro, Sala-i-Martin (2003) verwiesen. An dieser Stelle sei erwähnt, dass der zentrale Mechanismus in der Annahme der 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 unterscheidet, 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 der Höhe 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 „*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 „Sammelposten“ 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. Im Ansatz zur bedingten Konvergenz wird daher der einfache Zusammenhang zwischen dem Wachstum und dem Niveau des Ausgangseinkommens um weitere erklärende Variablen ergänzt. Zu diesen erklärenden Größen gehören die von verschiedenen regionalökonomischen Theorien nahe gelegten Potenzialfaktoren ebenso wie Variablen zur Erfassung von (regional-)politischen Impulsen.

Die Unterscheidung von unbedingter und bedingter Konvergenz ist bei einer empirischen Untersuchung von regionalen Wachstumsprozessen von Bedeutung, weil mit ihr wichtige Implikationen für die Rechtfertigung und Reichweite regionalpolitischer Maßnahmen einhergehen. Bei der unbedingten Konvergenz gilt, dass in dem Maße, wie es durch die Regionalpolitik gelingt, interregionale Unterschiede im Kapitalstock abzubauen, es auch zu einem vollständigen Ausgleich der Einkommen kommt. Gleichzeitig fallen die ausgleichsorientierten 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 über die 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 führt dazu, dass der bei bedingter Konvergenz durch die Umlenkung von Kapital erzielte Wachstumsgewinn in den armen Regionen geringer sein wird als der Wachstumsverlust in den reichen Regionen.

#### 4 Empirische Ergebnisse für deutsche Arbeitsmarktregionen

##### *Unbedingte Konvergenz*

Zur Bestimmung des Zusammenhangs zwischen der regionalen Wirtschaftsentwicklung, den Potenzialfaktoren und Politikvariablen wurden Regressionsanalysen auf der Basis von Daten für die 225 west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen im Zeitraum von 1994 bis 2006 durchgeführt. Die Analyse verwendet die Klassifikation der Arbeitsmarktregionen gemäß der zu Anfang des Untersuchungszeitraums gültigen Abgrenzung der Fördergebietskulisse. Diese wurde im Jahr 1993 festgelegt und teilt die Bundesrepublik flächendeckend in 225 kreis-scharf abgesteckte Arbeitsmarktregionen auf (siehe Hirschenauer, 1994). Die zu erklärende Variable ist die Wachstumsrate des regionalen Einkommens je Erwerb-stätigen (im Folgenden auch Produktivität) und wird mit  $y_i$  bezeichnet, wobei  $i$  die Arbeitsmarktregionen kennzeichnen. Die Wachstumsrate wird in logarithmischer Form bestimmt  $(1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})]$ , wobei  $T$  die Länge des Betrachtungszeitraums in Jahren bezeichnet.<sup>8</sup>

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

$$(1) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a + b(\ln(y_{i,0})) + u_i \quad \text{mit } i = 1, 2, \dots, 225.$$

und  $u_i$  ist ein normalverteilter Störterm. Die linke Seite von Gleichung (1) stellt die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Produktivität für die Periode zwischen 0 bis  $T$  dar. Diese wird durch das (logarithmierte) Niveau der Produktivität zu Beginn des Beobachtungszeitraums  $(\ln(y_{i,0}))$  regressiert. Mit Gleichung (1) ist implizit die Annahme verbunden, dass der einzige Grund für unterschiedliche Wachstumsraten des Einkommens je Erwerb-stätigen zwischen Regionen in einer divergierenden Ausstattung mit Kapital zu sehen ist. Der Umfang des Kapitalstocks je Erwerb-stätigen zu Anfang des Untersuchungszeitraums kann – wie sich durch Umformungen auf Basis der neoklassischen Theorie zeigen lässt – durch die Höhe der Produktivität zu diesem Zeitpunkt gemessen werden.

Eine besondere Bedeutung in diesem Ansatz hat der Koeffizient  $b$ . Ist  $b < 0$ , so kann zunächst einmal von einer Konvergenz der Einkommen je Erwerb-stätigen 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 Konver-

<sup>8</sup> Die im Folgenden präsentierten Schätzungen wurden auch für Ansätze mit dem Wachstum des Einkommens pro Einwohner als abhängiger Variablen durchgeführt, wobei sich sehr ähnliche Ergebnisse ergaben. Diese sind auf Anfrage erhältlich. Grundsätzlich unterscheiden sich Einkommen pro Kopf und Einkommen je Erwerb-stätigem durch die Erwerb-stätigenquote bzw. die Arbeitslosenquote, deren Erklärung üblicherweise nicht im Fokus von Wachstumsregressionen steht.

genzhypothese 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 verbleiben. 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 erwartenden Wert steht.<sup>9</sup>

Die Resultate für die Arbeitsmarktregionen zeigen, dass sich bei der Schätzung einer einfachen unbedingten Konvergenzregression ein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Niveau der Produktivität in der Ausgangslage und dem nachfolgenden Wachstum feststellen lässt. Um die strukturellen Verwerfungen in der ostdeutschen Wirtschaftsentwicklung in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung auszuschließen, wurde als Anfangsjahr der empirischen Untersuchung das Jahr 1994 gewählt.<sup>10</sup> Schaubild 1 zeigt graphisch den Zusammenhang zwischen dem Ausgangseinkommen im Jahr 1994 und den durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten für den nachfolgenden Zeitraum bis 2006. Es zeigt sich, dass Arbeitsmarktregionen mit einem niedrigen Ausgangseinkommen eine durchschnittlich höhere Wachstumsrate aufweisen als Arbeitsmarktregionen mit einem höheren Pro-Kopf-Einkommen. Die eingezeichnete Regressionsgerade hat einen Steigungsparameter von  $-0,036$  und ist mit einem  $t$ -Wert von  $15,5$  statistisch auf den üblichen Signifikanzniveaus gesichert. Das Bestimmtheitsmaß der Regression beläuft sich auf  $52\%$ .

Zu welcher Einschätzung führt nun die geschätzte Regressionsgleichung hinsichtlich des Konzepts der unbedingten Konvergenz? Zunächst ist festzustellen, dass der Konvergenzparameter  $\beta$ , der sich aus dem Regressionskoeffizienten  $b$  errechnen lässt, im Einklang mit den Erwartungen steht. Der Parameter für  $b$  impliziert eine Konvergenzgeschwindigkeit von  $\beta = 4,7\%$ . Der Wert liegt damit etwas über dem in der empirischen Literatur üblicherweise gefundenen Wertebereichs von  $1$  bis  $3\%$ . Mit einer Konvergenzgeschwindigkeit von  $4,7\%$  würde es rund  $15$  Jahre dauern, bis die Regionen die Hälfte der Lücke zu ihrem langfristigen Gleichgewichtswert geschlossen haben.

Allerdings deutet die Streuung der Punktwolke um die Regressionsfunktion auf eine begrenzte Erklärungskraft des geschätzten Modells hin. 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.

<sup>9</sup> Vgl. hierzu Schalk, Untiedt (1996). Der Konvergenzparameter  $\beta$  kann aus  $b = -(1-e^{\beta T})/T$  berechnet werden.

<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.

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 regionalpolitischer Maßnahmen ableiten, langfristig die regionalen Disparitäten im Pro-Kopf-Einkommen abzubauen: Zum einen können regionalpolitische 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 regionalpolitische Maßnahmen zu Lasten wachstumspolitischer Ziele auf der makroökonomischen Ebene gehen.

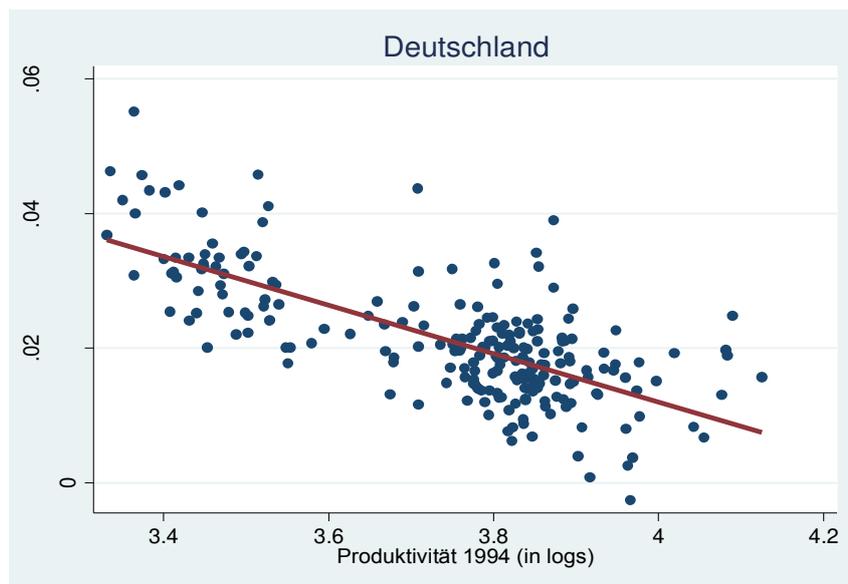


Schaubild 1 Anfangsniveau und Wachstumsrate der Produktivität in den deutschen Arbeitsmarktregionen 1994-2006

Quelle: VGR der Länder (2009).

### *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 über identische Produktionstechnologien verfügen.

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“, siehe Gleichung (1), nieder. Sobald jedoch Unterschiede in der Investitionsquote, im Bevölkerungswachstum und technologischen Niveau der Regionen zugelassen werden, steuern die Regionen auf unterschiedliche langfristige Einkommen je Erwerbstätigen zu. In diesem Fall muss die Regressionskonstante in der Konvergenzgleichung „aufgelöst“ und für Regionen unterschiedliche Konstanten zugelassen werden. Formal ist die Konvergenzgleichung daher wie folgt umzuformulieren

$$(2) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a_i + b(\ln(y_{i,0})) + u_i \quad \text{mit } i = 1, 2, \dots, 225$$

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  $b$  für die 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. Indem die  $N$  verschiedenen Konstanten  $a_i$  durch  $k$  verschiedene und beobachtbare Wachstumsdeterminanten erklärt werden, reduziert 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:

$$(4) \quad (1/T) [\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0})] = a + b(\ln(y_{i,0})) + d_1 x_{1i} + \dots + d_j x_{ji} + \dots + d_k x_{ki} + u_i$$

mit  $i = 1, 2, \dots, 225$  und  $j = 1, \dots, k$ .

Diese bedingte Konvergenzgleichung über die 225 deutschen Arbeitsmarktreionen geschätzt. Die einfache Regression (1) zur Erklärung des regionalen Produktivitätswachstums wurde hierzu um zahlreiche Wachstumsdeterminanten

erweitert.<sup>11</sup> Detaillierte Übersichten über die erklärenden Variablen und deskriptive Statistiken sind im Appendix in den Tabellen A.1 und A.2 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;
- der Bestand an regionalem Humankapital;
- das Marktpotenzial als Summe der Einkommen im Umland;
- die geografische Standortgunst der Region;
- Lokalisations- und Urbanisierungseffekte.

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

- In einer ersten Spezifikation wurde die Förderung über eine Dummy-Variable erfasst. Dazu wurde allen Arbeitsmarktregionen, die im Rahmen der GRW als Fördergebiet ausgewiesen waren, der Wert Eins zugewiesen wurde, während alle übrigen Regionen den Wert Null aufweisen.
- Anstelle der qualitativen Dummy-Variable wurde in der zweiten Spezifikation eine quantitative Politikvariable verwendet, in die Höhe der den Arbeitsmarktregionen gewährten GRW-Fördermittel je Erwerbstätigen definiert (im Folgenden: Förderintensität).<sup>12</sup>

In Übereinstimmung mit dem neoklassischen Wachstumsmodell wurde davon ausgegangen, dass durch die GRW-Förderung weder das langfristige Gleichgewichtseinkommen (Steady State) noch das langfristige Wachstum im Gleichgewicht, welches durch den als exogen angenommenen technischen Fortschritt bestimmt wird, beeinflusst werden kann. Stattdessen führt die GRW-Förderung – solange sie gewährt wird – zu einem Kapitalzufluss in die geförderten Regionen und damit zu einer temporären Beschleunigung des Wachstums hin zum

---

<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.

<sup>12</sup> Ähnlich definierte Variablen zur Messung des Politikimpulses wurden in den weiter oben aufgeführten Untersuchungen verwendet. Obwohl hier nur die im Rahmen der GRW gewährten Investitionszuschüsse als erklärende Variable verwendet werden, ist bei der Interpretation des Koeffizienten zu beachten, dass zwischen den GRW-Zuschüssen und anderen Maßnahmen der regionalen Investitionsförderung (Investitionszulage, ERP-Mittel) eine hohe Korrelation besteht und somit ihr Einfluss mit gemessen wird.

Steady State. Aus diesem Grund wurde in der Regressionsfunktion ein Interaktionsterm aus den Politikvariablen und der Produktivität in der Ausgangsperiode berücksichtigt.

Die Verwendung dieses Interaktionsterms kann wie folgt begründet werden: Ausgangspunkt ist der Koeffizient  $b$  für die Produktivität im Ausgangsjahr. Dieser stellt – nach Umformung – 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 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 (vgl. hierzu Schalk, Untiedt (1996)). 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 Dummy bzw. der Förderintensität multipliziert in die Regression einbezogen. Für diese Interaktionsterme wird in der Schätzung ein negatives Vorzeichen erwartet, da der Einfluss der GRW-Förderung zu einer schnelleren Konvergenz und damit zu einem (absolut) höheren Konvergenzparameter führen sollte.<sup>13</sup>

<sup>13</sup> Für geförderte Regionen kann  $\beta$  dann berechnet werden als  $b = (b_{y0} + b_{GRW}) = (1 - e^{\beta T})/T$ . 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.

Der Zusammenhang zwischen Ausgangseinkommen und Fördereffekt gemäß Interaktionsterm ist schematisch in Schaubild 2 dargestellt. Der negative Koeffizient für den Interaktionsterm impliziert eine höhere Konvergenzgeschwindigkeit im Wachstums-/Ausgangseinkommen-Diagramm für geförderte gegenüber nicht geförderten Arbeitsmarktregionen. Der Schnittpunkt der beiden Kurven für geförderte und nicht-geförderte AMR gibt das Steady-State Einkommen  $y^*$  an, in dem die Regionen die gleiche Wachstumsrate aufweisen (in Höhe der Wachstumsrate der Bevölkerung  $n$ , des technischen Fortschritts  $g$  und der Abschreibungsrate des Kapitalstocks  $\delta$ , für Details siehe Schalk, Untiedt, 1996). Bis zum Punkt  $y^*$  wachsen geförderte Regionen bei gleichem Ausgangseinkommen je Erwerbstätigen somit schneller in Richtung ihres Steady-State als nicht-geförderte Regionen.

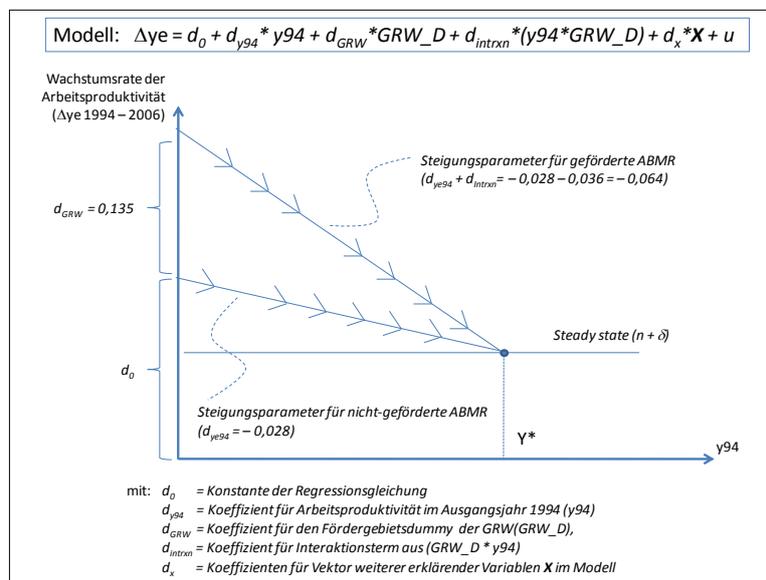


Schaubild 2 Gesamte Wirkung der GRW-Förderung unter Berücksichtigung der relativen Rückständigkeit im linearen Regressionsmodell

Die Annahme einer höheren Konvergenzrate für die GRW-Fördergebiete hat zur Folge, dass in der Konvergenzregression insgesamt auch für alle anderen erklärenden Variablen unterschiedliche Parameterwerte zwischen geförderten und nicht geförderten Regionen zugelassen werden müssten. Die folgenden Regressionen stellen insofern eine Vereinfachung dar, als neben dem Interaktionsterm zusätzlich nur noch die beiden Politikvariablen alternativ in den Schätzansatz aufgenommen und die Koeffizienten für die anderen Variablen als identisch für

geförderte und nicht geförderte Regionen unterstellt wurden. Statistisch gesehen war diese Vorgehensweise gerechtfertigt, denn während sich die Interaktionsterme zwischen sämtlichen erklärenden Variablen und den Politikvariablen als nicht signifikant erwiesen, war dies für die beiden alternativen Politikvariablen Dummy und Förderintensität selbst nicht der Fall.<sup>14</sup>

Tabelle 1 gibt die Ergebnisse der Schätzung der bedingten Konvergenzregressionen wieder. In den ersten beiden Spalten werden jeweils die Resultate einer bedingten Konvergenzgleichung mit den beiden alternativen Politikvariablen Fördergebietsdummy (Spalte I) und Förderintensität (Spalte II) sowie dem gesamten Satz an zusätzlichen Potenzialfaktoren wiedergegeben. In den Spalten III und IV finden sich analoge Ergebnisse für die beiden Politikvarianten, wenn nur signifikante erklärende Variable in der Regression berücksichtigt werden. Blickt man zunächst auf den geschätzten Konvergenzparameter für die nicht-geförderten Regionen dann erweist sich dieser als signifikant. Im Vergleich zur unbedingten Konvergenzregression bleibt für die Schätzung mit dem Fördergebietsdummy der Parameter ungefähr in der gleichen Größenordnung (0,026 in Spalte III) bzw. erhöht sich für die Schätzung mit der Förderintensität (0,032 in Spalte IV). Dies entspricht einer Konvergenzgeschwindigkeit von  $\beta = 3,1\%$  bzw.  $4,8\%$ .

Für den Interaktionsterm zwischen GRW-Förderung und Ausgangsniveau der Produktivität ergibt sich sowohl in der Spezifikation mit dem Fördergebietsdummy als auch mit der Förderintensität der a priori erwartete negative Einfluss. Die spezifische konditionale Formulierung des Fördereffekts in Form des Interaktionsterms hat zur Folge, dass aus dem Schätzkoeffizienten vor den Variablen nicht unmittelbar die Wirkung der GRW-Förderung abgelesen werden kann (siehe u.a. Brambor et al., 2006). Stattdessen ist zunächst die Differenz in den Konvergenzparametern zwischen geförderten und nicht geförderten Regionen zu bestimmen. Der Wachstumsimpuls, der sich aus der höheren Konvergenzgeschwindigkeit durch die GRW-Förderung ergibt, kann dann gemäß der folgenden Formel

$$(5) \quad \Delta y_{i,t} = \beta \cdot ((\ln(y^*_i) - \ln(y_{it})),$$

bestimmt werden, wobei  $y^*_i$  das Steady State-Einkommen einer Region und  $y_{it}$  das Einkommensniveau je Erwerbstätigen zu einem beliebigen Zeitpunkt beschreibt. Der marginale Fördereffekt der GRW ergibt sich somit in Abhängigkeit

---

<sup>14</sup> Unterstellt man für zwei verschiedene Gruppen von Regionen unterschiedliche Konvergenzraten, muss man – wenn man strikt der Theorie und der formalen Ableitung von Konvergenzregressionen folgt – eigentlich ein „switching regime model“ schätzen, bei dem für alle Variablen ein Interaktionsterm eingefügt wird, der unterschiedliche Parameter zwischen den beiden Regionengruppen ermöglicht.

von einem Wert, der den Abstand des Produktivitätsniveaus der Regionen zu ihrem Steady State misst.<sup>15</sup>

Um es am Beispiel der Spezifikation in Spalte III mit nur signifikanten erklärenden Variablen und dem Fördergebietsdummy zu verdeutlichen: Der in der Regression ermittelte Koeffizient für den Interaktionsterm zwischen GRW-Förderung und Ausgangseinkommen je Erwerbstätigen beträgt 0,022. Dieser kann nun vor dem Hintergrund der Schätzergebnisse für das unrestringierte Ausgangseinkommen und dem GRW-Fördergebietsdummy interpretiert werden: In den geförderten AMR ist der Regressionskoeffizient für das Ausgangsniveau der Produktivität um 0,022 höher als in den nicht-geförderten AMR und beläuft sich auf insgesamt 0,045 (=0,022+0,023). Dies führt zu einem Konvergenzparameter von  $\beta = 6,5\%$  in den geförderten AMR. Die Differenz in den geschätzten Konvergenzparametern zwischen geförderten und nicht geförderten Regionen beträgt entsprechend 3,8%. Der hieraus folgende Wachstumsimpuls der GRW-Förderung kann vor dem Hintergrund verschiedener Spannbreiten für den Abstand zum Steady State Einkommen berechnet werden (vgl. Schaubild 3). Unterstellt man etwa, dass die geförderten AMR 50% des Gleichgewichtseinkommens erreicht haben, dann beträgt der durchschnittliche jährliche Wachstumsimpuls durch die höhere Konvergenzrate 2,6%. Insgesamt würde in diesem Fall also der marginale Fördereffekt der GRW-Förderung zu einer um 2,6%-Punkte höheren Wachstumsrate der Produktivität führen.

---

<sup>15</sup> Die Signifikanz des marginalen Effekts einer Einkommensänderung unter Berücksichtigung des Interaktionsterms wird nach Brambor et al. (2006) berechnet. Der t-Wert beträgt -8,97.

Tabelle 1 Bedingte Konvergenzregression 1994-2006 für die Arbeitsproduktivität

<b>Endogene Variable Y:</b> (Ln $\Delta(BIP/EWT)$ )	<b>I/OLS</b>	<b>II/OLS</b>	<b>III/OLS</b>	<b>IV/OLS</b>
Arbeitsproduktivität in 1994 (Ln (BIP(1994)/EWT(1994)))	-0.0257*** (0.0067)	-0.0324*** (0.0043)	-0.0233*** (0.0066)	-0.0315*** (0.0041)
Beschäftigungswachstum (plus Abschreibung u techn. Fortschritt) (Ln EWT)	-0.0062*** (0.0020)	-0.0060*** (0.0010)	-0.0060*** (0.0020)	-0.0054*** (0.0019)
Investitionsintensität (Ln S)	0.0044*** (0.0012)	0.0044*** (0.0012)	0.0045*** (0.0011)	0.0048*** (0.0012)
Humankapital (Ln HK)	0.0210* (0.0108)	0.0178*** (0.0110)	0.0108 (0.0101)	0.0115 (0.0105)
Anteil Verarbeitendes Gewerbe (Ln IND)	0.0034*** (0.0017)	0.0037** (0.0015)	0.0049*** (0.0014)	0.0048*** (0.0014)
Auslandsumsatz (Ln AUM)	0.0015 (0.0011)	0.0013 (0.0011)		
FuE-Industrien (Ln Tech)	0.0013 (0.0011)	0.0026* (0.0015)	0.0036*** (0.0012)	0.0035*** (0.0012)
Patentintensität (Ln Pat)	0.0015* (0.0009)	0.0008 (0.0009)		
Ellison-Glaeser Index (Ln EGH)	0.0026 (0.0021)	0.0016 (0.0021)		
Spezialisierung (Ln SPZG)	0.0005 (0.0007)	0.0005 (0.0007)		

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.

noch Tabelle 1

<i>Endogene Variable Y: (Ln <math>\Delta</math> (BIP/EWT))</i>	<b>I/OLS</b>	<b>II/OLS</b>	<b>III/OLS</b>	<b>IV/OLS</b>
<i>Standortgunst (Ln ERBK)</i>	-0.0044 (0.0062)	-0.0011 (0.0061)		
<i>Marktpotenzial (Ln MPOT)</i>	0.0009 (0.0013)	0.0015 (0.0013)		
<i>Bevölkerungsdichte (Ln BVD)</i>	-0.0088 (0.0054)	-0.0060* (0.0052)	-0.0100* (0.0053)	-0.0067 (0.0051)
<i>Quadierte Bevölkerungsdichte (Ln BVD<sup>2</sup>)</i>	0.0006 (0.0004)	0.0003 (0.0005)	0.0008* (0.0005)	0.0005 (0.0004)
<i>Förderdummy (D<sub>GRW</sub>)</i>	0.0671** (0.0308)		0.0812*** (0.0294)	
<i>Förderintensität (Ln GRW)</i>		0.0093*** (0.0030)		0.0099*** (0.0029)
<b>Interaktionsterm (Ln Y(1994) x GRW<sub>i</sub>)</b>	<b>-0.0181** (0.0080)</b>	<b>-0.0025*** (0.0008)</b>	<b>-0.0222*** (0.0077)</b>	<b>-0.0027*** (0.0008)</b>
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.68	0.70	0.68	0.70
<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<sub>D</sub>, Ln GRW) und orientiert sich an der in da Modell aufgenommenen nicht-konditionellen Variable zur Messung des GRW-Fördereffekts.

Die Verteilung des marginalen Effektes der GRW-Förderung, die Veränderung der Wachstumsrate der Produktivität in Abhängigkeit von der GRW-Förderung hin zum Steady State ist graphisch in Schaubild 3 dargestellt.<sup>16</sup> Dabei wird der Einfachheit halber unterstellt, dass die geförderten Regionen zum gleichen Steady State ( $y^*$ ) wachsen. Die Steigerung der Wachstumsrate durch die Beschleunigung der Konvergenzgeschwindigkeit hängt dann von der Höhe des Ausgangseinkommens ab. Die horizontale Achse gibt dabei den Abstand zum hypothetischen Steady State Einkommen an. Auf der vertikalen Achse ist der marginale Effekt der GRW abgetragen, der sich als Produkt aus der Differenz des Konvergenzparameters mit dem Abstand zum Steady State ergibt. Die Abbildung zeigt, dass für arme Regionen die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität durch die gestiegene Konvergenzgeschwindigkeit besonders stark zunimmt. Der Effekt der GRW-Förderung nimmt dann mit steigendem Einkommensniveau graduell ab, bleibt aber auch für geringere Differenzen signifikant.

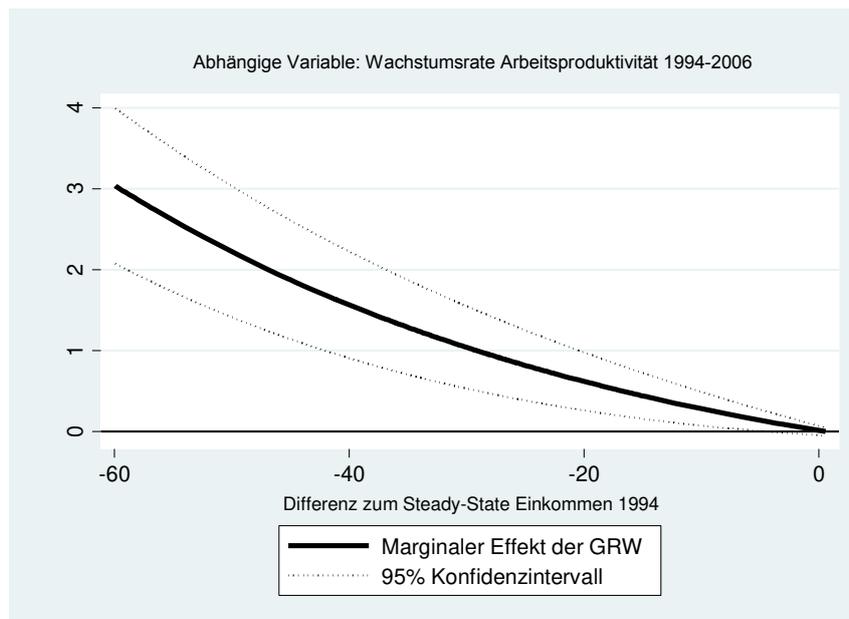


Schaubild 3 Veränderung der Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität durch die GRW-Förderung in Abhängigkeit des Abstandes zum Steady State in %

<sup>16</sup> Die Berechnung des dargestellten Konfidenzintervalls erfolgte analog zu Brambor et al. (2006).

Neben dem zentralen Resultat mit Blick auf die Wirkung der GRW-Förderung zeigen auch die übrigen erklärenden Variablen 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 Dienstleistungssektor. 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.

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.

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. 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 auf Basis eines LR-Tests bestä-

tigt. Größere Änderungen in den Schätzwerten lassen sich nicht feststellen. Sämtliche Variablen in den Konvergenzregressionen für die beiden Politikvarianten 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 festgestellt werden, dass der marginale Effekt der Förderung bezogen auf die Ausgangseinkommen signifikant positiv ist. Erklärt werden kann dieser Effekt damit, dass die Förderung die Konvergenzgeschwindigkeit zum Steady State gegenüber nicht-geförderten Regionen erhöht. Im Falle der GRW-Förderung wird somit die Grenzproduktivität des Kapitals zugunsten der geförderten Arbeitsmarktregionen verändert. Ohne Berücksichtigung der politikinduzierten Erhöhung der Kapitalrendite in den „ärmeren“ Regionen würde somit der Konvergenzparameter  $\beta$  verzerrt geschätzt. Dabei zeigt die Darstellung des marginalen Effekts der GRW Förderung, dass das Wachstum insbesondere in denjenigen Regionen erhöht, die über ein besonders niedriges Ausgangsniveau der Produktivität verfügten. In diesen Regionen wird das primäre Ziel der Förderung, nämlich durch die Bereitstellung von zusätzlichem Kapital für besonders strukturschwache Regionen den Konvergenzprozess – *wohlgeemerkt in Richtung auf das „eigene“ Gleichgewichtseinkommen* – zu beschleunigen, tatsächlich in der gewünschten Art und Weise erreicht.

## 5 Modellerweiterung zur Analyse von räumlichen Effekten

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 Bedeu-

tung 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 Effekte 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 in ihrem Modell untersuchte Beschäftigungswachstum der geförderten Regionen geht zu Lasten der benachbarten Regionen. Zu einem dem Vorzeichen nach gleichen, aber nicht-signifikanten Ergebnis kommen Eckey und Kosfeld (2005) für Deutschland.

Die Berücksichtigung von räumlicher Korrelation im oben spezifizierten bedingten Wachstumsmodell für die deutschen Arbeitsmarktregionen kann auf verschiedenen Wegen erfolgen. Fischer (2010) beispielsweise erweitert das klassische Wachstumsmodell um räumliche Externalitäten, indem für technologische Interdependenzen in der Modellkonstante (siehe Gleichung 3) kontrolliert wird. Egger und Pfaffermayr (2006) verdeutlichen ebenfalls die Bedeutung räumlicher Abhängigkeiten im Solowschen Wachstumsmodell. Die Autoren zeigen, dass die regionenspezifische Konvergenzgeschwindigkeit neben der Entfernung vom Steady State Einkommen auch von der räumlichen Abgeschiedenheit zu regionalen Wachstumskernen abhängt.

Zur empirischen Umsetzung dieser Konzepte werden in der Regel eine oder mehrere Größen zur Messung räumlicher Abhängigkeiten in das empirische Modell aufgenommen. 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 auswirken. Im Fall des in Abschnitt 4 spezifizierten Wachstumsmodells bedeutet dies, dass das um die SAR-Komponente erweiterte Modell die Hypothese testet, ob Wachstumseffekte 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:

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

Neben den üblichen Regressionskoeffizienten ( $d$ ) für den Vektor der exogenen Variablen ( $X$ ) wird zusätzlich ein Spatial Lag der abhängigen Variablen  $y$  in die Modellgleichung aufgenommen. Der Koeffizient  $\rho$  misst den Einfluss dieser räumlichen Variablen.  $W$  ist eine  $(N \times N)$ -räumliche Distanzfunktion über alle Querschnittseinheiten  $i$ , die für alle Matrixeinträge  $w_{ij}$  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 Operationalisierungs-

möglichkeiten 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 Variable auszeichnet, sondern über den Fehlerterm ins Modell eingeführt wird:

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

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 Variable 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 auch auf die Signifikanz der beiden Schätzkoeffizienten  $\rho$  und  $\lambda$  untersuchen.

Um den räumlichen Effekt der GRW Förderung umfassend bewerten zu können, sind SAR- und SEM-Spezifikation als Standardmodelle der räumlichen Ökonometrie mitunter aber nicht hinreichend. Eckey und Kosfeld (2007) argumentieren, dass dies insbesondere darauf zurückzuführen ist, dass Spillover-Effekte von erklärenden Variablen nicht explizit berücksichtigt werden können. In der jüngeren Literatur wird daher vermehrt auf das sogenannte Spatial Durbin Modell (SDM) zurückgegriffen. Das SDM kann dabei als unrestringierte Form des SEM 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

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

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 Variablen nur indirekt möglich ist.<sup>17</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:

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

Der Vorteil des SDEM besteht darin, 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).

Eine zentrale Bedeutung hat neben der Auswahl des „richtigen“ Modells schließlich auch die Spezifikation der Gewichtungsmatrix  $W$ . 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 einfachste 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>18</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 potenzieller 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 mittels inverser Distanzfunktionen weiterentwickelt. Typischerweise werden

<sup>17</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.

<sup>18</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.

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:

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

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

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 Anlehnung 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 das Produktivitätswachstum) zu maximieren. Als raumstatistisches Kriterium wird die  $G$ -Statistik von Getis und Ord (1992) verwendet. Schaubild 4 zeigt für das Intervall [25km, 280km] die standardisierten Werte der  $Z$ -Statistik für  $G$ . Es zeigt, dass das Maximum für räumliche Korrelation bei 120km erreicht wird, 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. Jedes Matrixelement  $w_{ij}^*$  kann dabei berechnet werden als:

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

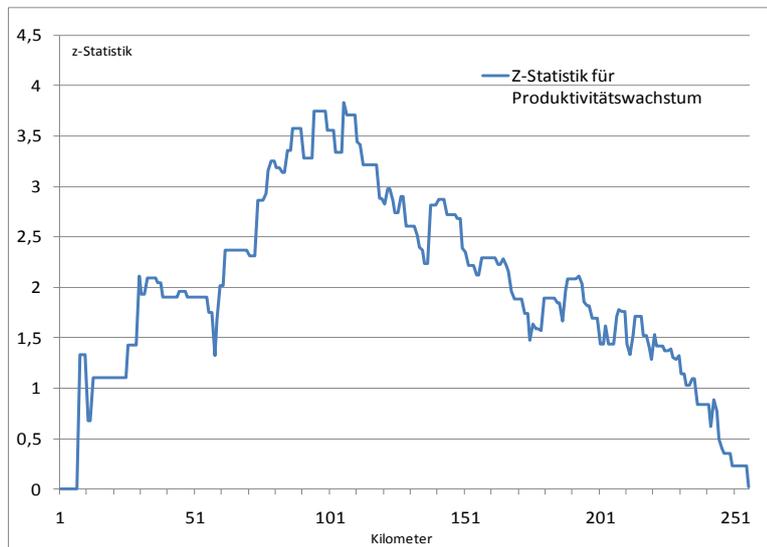


Schaubild 4 Entwicklung der G-Statistik von Getis und Ord (1992) für Distanzen im Intervall [25km, 280km]

Bevor die räumlich-ökonomischen 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 werden. Eine prominente Operationalisierung ist die Verwendung der so genannten Moran's *I* Statistik (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 legen somit nahe, das oben abgeleitete Wachstumsmodell in seiner räumlich-ökonomischen Erweiterung empirisch zu schätzen.

Tabelle 2 Test auf räumliche Autokorrelation der OLS Residuen

Modell	Residuen aus OLS	Residuen aus OLS
Gewichtungsmatrix $W$	Linear	Binär
Moran's $I$ (Z-Statistik)	2.48***	2.20**
Getis-Ord $G$		-2.24**

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

Die Schätzergebnisse für die räumlich erweiterten Modellspezifikationen sind in Tabelle 3 dargestellt. Anknüpfend an die obige Betrachtungsweise werden hier nur Variablen in der Schätzung berücksichtigt, die in mindestens einer Modellvariante statistisch signifikant waren. Zudem beschränken wir uns der Übersichtlichkeit halber auf eine Diskussion von Modellvarianten auf Basis des Fördergebietsdummy.<sup>19</sup> Insgesamt zeigen sich die Ergebnisse des raumlosen Modells als relativ robust gegenüber einer „räumlichen“ Erweiterung sind. 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 Marktpotenzial in einigen Spezifikationen signifikant getestet. Gleiches gilt für die Variable Humankapital, die nur im SDM und SDEM signifikant getestet wird.

In Hinblick auf das SAR- und SEM Modell zeigen die Schätzwerte für die Koeffizienten  $\rho$  und  $\lambda$ , dass die räumliche Komponente nur in der Darstellung des räumlichen Fehlermodells einen signifikanten Einfluss hat. Hingegen wird die Hypothese räumlicher Spillover-Effekte des Produktivitätswachstums nicht bestätigt. Der Nachteil des SEM Modells ist dabei allerdings, dass die Quelle für räumliche Abhängigkeiten nicht eindeutig identifiziert werden kann.

<sup>19</sup> Schätzergebnisse zu Modellspezifikation unter Berücksichtigung der logarithmierten Förderintensität liefern qualitativ ähnliche Ergebnisse. Detaillierte Tabellen werden von den Autoren bei Bedarf zur Verfügung gestellt. In der folgenden Darstellung beschränken wir uns zudem auf Berechnungen unter Zuhilfenahme einer linearen Entfernungsmatrix (in Kilometern).

Tabelle 3 Modellerweiterungen zur Messung von räumlichen Spillover-Effekten und räumlicher Autokorrelation

<i>Modell</i>	<b>V / ML-SAR</b>	<b>VI / ML-SEM</b>	<b>VII / ML-SDM</b>	<b>VIII / ML-SDEM</b>
<i>Gewichtungsmatrix W</i>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>	<b>Linear</b>
<i>Arbeitsproduktivität in 1994 (Ln (BIP(1994)/EWT(1994)))</i>	-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)
<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)
<i>Investitionsintensität (Ln S)</i>	0.006*** (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)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>Humankapital (Ln HK)</i>	0.012 (0.010)	0.015 (0.010)	0.024** (0.011)	0.023** (0.010)
<i>FuE-Industrien (Ln Tech)</i>	0.004** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
<i>Marktpotenzial (Ln MPOT)</i>	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
<i>Bevölkerungsdichte (Ln BVD)</i>	-0.007 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)
<i>Quadrierte Bevölkerungsdichte (Ln BVD^2)</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Förderdummy (D_GRW)</i>	<b>0.071*** (0.028)</b>	<b>0.077*** (0.028)</b>	<b>0.071** (0.028)</b>	<b>0.071** (0.028)</b>
<i>Ln Y(1994) x D_GRW</i>	<b>-0.019*** (0.0074)</b>	<b>-0.021*** (0.007)</b>	<b>-0.019*** (0.007)</b>	<b>-0.019*** (0.007)</b>
<i>W * GRW<sub>i</sub></i>			<b>-0.012** (0.005)</b>	<b>-0.012** (0.0005)</b>
<i>W * Ln BVD</i>			-0.015*** (0.004)	-0.15*** (0.004)
$\rho$	0.272 (0.271)		-0.1860 (0.739)	
$\lambda$		0.652 (0.323)		-0.19 (0.740)
<i>Log Likelihood</i>	863.55	864.11	870.97	870.96
<i>Wald Test of <math>\rho / \lambda = 0</math></i>	$\chi^2(1)=1.01$ (0.31)	$\chi^2(1)=4.08$ (0.04)	$\chi^2(1)=0.06$ (0.80)	$\chi^2(1)=0.06$ (0.80)
<i>Moran's I (P-Value)</i>	3.215 (0.00)	3.888 (0.00)	0.460 (0.32)	0.460 (0.32)

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

Um dies eingehender zu klären werden in Tabelle 3 auch die Schätzergebnisse des SDM und SDEM dargestellt. Die Ergebnisse zeigen hier deutlich, dass ein negativer Spillover-Effekt von Förderregionen auf ihre räumlichen Nachbarn ausgeht.<sup>20</sup> Diese Schätzung kommt somit qualitativ zu denselben Schlussfolgerungen wie Eckey, Kosfeld (2005). Der Effekt bleibt auch dann stabil, wenn „räumliche Lags“ weiterer erklärender Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden. Neben dem räumlichen Lag der GRW-Förderung erweisen sich allerdings nur die räumlichen Lags der (quadrierten) Bevölkerungsdichte als signifikant. Hingegen wird der Interaktionsterm für den Effekt einer gestiegenen Konvergenzgeschwindigkeit in Nachbarregionen insignifikant getestet. Es kommt somit lediglich zu einer Verschiebung des marginalen Effekts der GRW nach unten.<sup>21</sup> Wird analog zu den Berechnungen des vorhergehenden Abschnitts der negative indirekte Effekt berücksichtigt zeigt sich, dass dem direkten positiven Effekt ein indirekter negativer Effekt gegenübersteht (siehe Schaubild 5). Letzter bewirkt, dass der in Schaubild 6 abgetragene Nettoeffekt um etwa ein Fünftel niedriger ausfällt als der Wert des raumlosen Modells. Wie im vorhergehenden Abschnitt nimmt der marginale Effekt ab, je näher eine Region am Steady State ist.

Der direkte Effekt der GRW-Förderung über alle Spezifikationen wird weiterhin statistisch signifikant und in der Höhe stabil geschätzt, dennoch vernachlässigt eine allein darauf gerichtete partialanalytische Betrachtung – wie oben geschildert – die indirekte negative Wirkung der GRW. In der Argumentation von Eckey, Kosfeld (2005) kann der negative indirekte Effekt 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 ab, die ansonsten nicht in diesem Ausmaß in der Region getätigt worden wären. Dieses Ergebnis lässt dennoch den Schluss zu, dass die GRW-Förderung die Konvergenzgeschwindigkeit in den geförderten Regionen gesteigert und somit zumindest temporär für eine Wachstumsdynamik gesorgt hat.

---

<sup>20</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>21</sup> Auf die Darstellung von Schätzgleichungen 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.

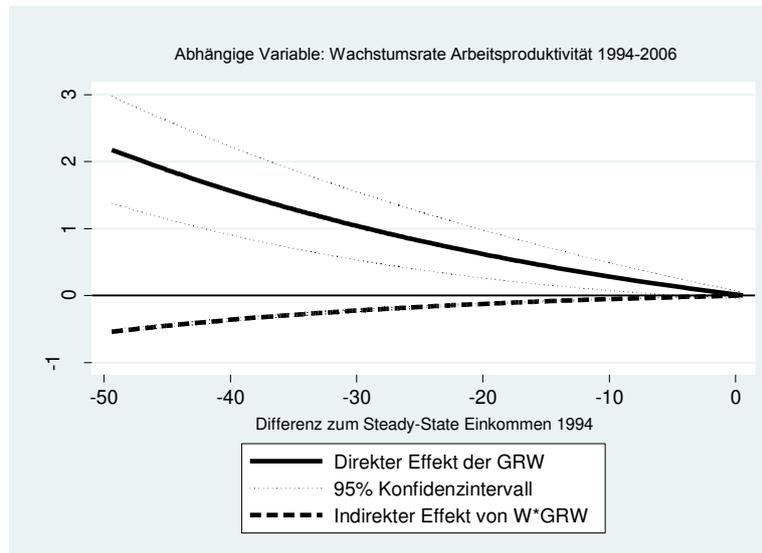


Schaubild 5 Direkter und räumlich indirekter Effekt der GRW-Förderung

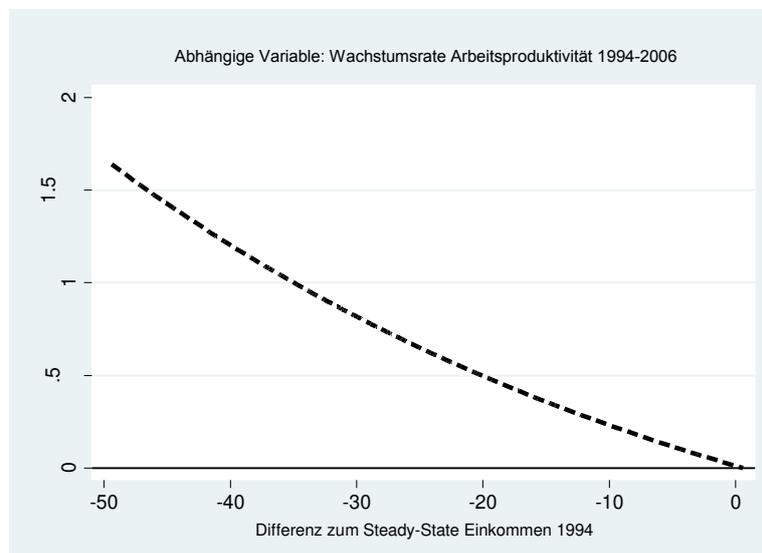


Schaubild 6 Nettoeffekt der GRW-Förderung auf die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität

## 6 Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurde der Effekt der Investitionsförderung der Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) für 225 Arbeitsmarktregionen im Zeitraum 1994 bis 2006 auf das Wachstum der Produktivität empirisch untersucht. Dazu wurde eine bedingte Konvergenzgleichung geschätzt. Neben den klassischen Verfahren wurden Methoden der räumlichen Ökonometrie eingesetzt.

Die empirischen Ergebnisse zeigen dabei, dass die Wachstumsrate des Produktivitätsniveaus für deutsche Arbeitsmarktregionen recht gut über einen erweiterten Produktionsfunktionsansatz geschätzt werden kann. 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 das Wachstum der Produktivität. Zudem wurde ein Interaktionsterm aus GRW-Variable und Ausgangseinkommen in die Schätzgleichung aufgenommen. Der daraus ermittelte marginale Effekt der Förderung bezogen auf die Ausgangseinkommen erweist sich ebenfalls als signifikant positiv. Erklärt werden kann dieser Effekt damit, dass die Förderung die Konvergenzgeschwindigkeit zum Steady State gegenüber nichtgeförderten Regionen erhöht. Im Falle der GRW-Förderung wird somit die Grenzproduktivität des Kapitals zugunsten der geförderten Arbeitsmarktregionen verändert. Die Schätzergebnisse zeigen, dass sich für Regionen deutlich unterhalb ihres Steady State die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität durch die gestiegene Konvergenzgeschwindigkeit deutlich erhöht wird und mit steigendem Einkommen graduell abnimmt.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen wurde das klassische ökonomische Modell schließlich um „räumliche“ Komponenten erweitert. Die Berücksichtigung derartiger räumlicher Komponenten kann einerseits die statistischen Eigenschaften des geschätzten Modells erhöhen, andererseits kann den räumlichen Variablen 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. Wird darauf aufbauend versucht, für räumliche Effekte der endogenen und 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 den Gesamteffekt der Förderung um bis zu einem Fünftel und führen zu einer Verlangsamung der Konvergenzgeschwindigkeit zum Steady State. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit früheren Ergebnissen von Eckey und Kosfeld (2005) für Deutschland, sowie De Castris und Pellegrini (2005) für Italien.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse jedoch, dass der Gesamteffekt der Investitionsförderung der GRW als Summe der positiven direkten Effekte und negativen indirekten Effekte weiterhin die Konvergenzgeschwindigkeit der geförderten Regionen erhöht und somit zumindest temporär für eine Wachstumsdynamik sorgen kann.

### Literatur

- 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.
- Egger, P.; Pfaffermayr, M. (2006): Spatial convergence, in: *Papers in Regional Science*, Vol. 85, No. 2, S. 199-215.
- Fischer, M. (2010): A spatially augmented Mankiw-Romer-Weil model: Theory and evidence, in: *Annals of Regional Science*, im Erscheinen.
- Franz, W.; Schalk, H.J. (1982): Investitionsfördernde Maßnahmen als Mittel der Regionalpolitik: Eine ökonomische 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.
- Klemmer, P. (1986): *Regionalpolitik auf dem Prüfstand*, Köln.
- Klemmer, P. (1995): Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“, in: Albers, G.; Haber, W. u.a. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Raumordnung*, Akademie für Raumforschung und Landesplanung, Hannover.
- Lammers, K.; Niebuhr, A. (2002): Erfolgskontrolle in der deutschen Regionalpolitik: Überblick und Bewertung. HWWA-Report 214, *Hamburgisches Welt-Wirtschaft-Archiv (HWWA)*, Hamburg.

- LeSage, J.; Pace, R. (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
- Niebuhr, A. (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. (1996): *Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz. Empirische Befunde für die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland 1978-1989*, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 215, S. 562-585.
- 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.
- Schalk, H.J.; Untiedt, G., Lüscho, J (1995): *Technische Effizienz, Wachstum und Konvergenz in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland (West). Eine ökonometrische Analyse für die Verarbeitende Industrie mit einem „Frontier Production Function“-Modell*, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 214, S. 25-49.
- Ward, M.; Gleditsch, K. (2008): *Spatial Regression Models*, Sage Publications.

## Anhang

Tabelle A1 Wachstumsdeterminanten – Erklärende Variablen im bedingten Konvergenzmodell

Theorie/ Wachstumsdetermi- nante	Indikator	Messkonzept	Variablen- bezeichnung
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
Lokalisationseffekte	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

noch Tabelle A1

Theorie/ Wachstumsdetermi- nante	Indikator	Messkonzept	Variablen- bezeichnung
<i>Variablen zur Erfassung von Unterschieden im technologischen Niveau der Regionen (fortgesetzt)</i>			
Siedlungsstruktur & geografische Standort- gunst	Marktpotenzial	Summe aus dem BIP im jeweili- gen Kreis, dem BIP in den ande- ren Kreisen derselben Raumord- nungsregion und dem BIP in den umliegenden Raumordnungsregi- onen, gewichtet mit dem Kehrwert der durchschnittlichen Entfernung von Verwaltungssitz des betrach- teten Kreises zum Verwaltungssitz der anderen Kreise und Raumord- nungsregionen	Ln MPOT
Siedlungsstruktur & geografische Standort- gunst	Verkehrliche Erreichbarkeit	Durchschnittliche Reisezeit in Minuten im kombinierten Straßen- und Flugverkehr zu allen 41 europäischen Agglomerations- räumen 1998 (BBR-Verkehrs- netzmodell)	Ln ERBK
Siedlungsstruktur & geografische Standort- gunst	Bevölkerungsdichte	Einwohner je km <sup>2</sup>	Ln BV
<b>Politikeinfluss</b>			
Förderung im Rahmen der Gemeinschaftsaus- gabe „Verbesserung der regionalen Wirt- schaftsstruktur“	Dummy für GRW- Fördergebiet	Binärer Dummy: Wenn die be- trachtete Arbeitsmarktregion im Beobachtungszeitraum GA-In- vestitionszuschüsse bekommen hat dann 1, sonst 0	D_GRW
Förderung im Rahmen der Gemeinschaftsaus- gabe „Verbesserung der regionalen Wirt- schaftsstruktur“	GRW-Fördermittel insgesamt	Summe der bewilligten GA- Investitionszuschüsse in der gewerblichen Wirtschaft und für die wirtschaftsnahe Infrastruktur je Erwerbsfähigem (vor der Loga- rithmierung wurden Nullwerte durch eine sehr kleine positive Zahl) ersetzt.	Ln GRW

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

Tabelle A2 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 Erwerbs- fähigen	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 A1.