

Niebuhr, Annekatriin

Working Paper

Räumliche Wachstumszusammenhänge – Empirische Befunde für Deutschland

HWWA Discussion Paper, No. 84

Provided in Cooperation with:

Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA)

Suggested Citation: Niebuhr, Annekatriin (2000) : Räumliche Wachstumszusammenhänge – Empirische Befunde für Deutschland, HWWA Discussion Paper, No. 84, Hamburg Institute of International Economics (HWWA), Hamburg

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/19467>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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



DISCUSSION PAPER

RÄUMLICHE WACHSTUMS- ZUSAMMENHÄNGE - EMPIRISCHE BEFUNDE FÜR DEUTSCHLAND

Annektrin Niebuhr

HWWA DISCUSSION PAPER

84

Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA)
Hamburg Institute of International Economics

2000

ISSN 1432-4458

The HWWA is a member of:

- Wissenschaftsgemeinschaft Gottfried Wilhelm Leibniz (WGL)
- Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (ARGE)
- Association d'Instituts Européens de Conjoncture Economique (AIECE)

Räumliche Wachstums- zusammenhänge - Empirische Befunde für Deutschland

Annekatriin Niebuhr

Schriftliche Fassung eines Referates, das auf dem HWWA-Workshop „Agglomerationen, Zentren und die Peripherie“ am 2.12.1999 gehalten wurde. Diese Arbeit ist im Rahmen des Forschungsschwerpunktes „Europäische Integration und räumliche Entwicklungsprozesse“ entstanden.

HWWA DISCUSSION PAPER

**Edited by the Department
EUROPEAN INTEGRATION
Head: Dr. Konrad Lammers**

Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA)
Hamburg Institute of International Economics
Öffentlichkeitsarbeit
Neuer Jungfernstieg 21 - 20347 Hamburg
Telefon: 040/428 34 355
Telefax: 040/428 34 451
e-mail: hwwa@hwwa.de
Internet: <http://www.hwwa.de/>

Annekatrien Niebuhr
Telefon: 040/428 34 410
e-mail: niebuhr@hwwa.de

INHALTSVERZEICHNIS

Zusammenfassung	6
Summary	6
1. ZUR BEDEUTUNG RÄUMLICHER ABHÄNGIGKEITEN FÜR DAS REGIONALE WACHSTUM	7
2. METHODISCHES VORGEHEN ZUR ERMITTLUNG UND ERKLÄRUNG RÄUMLICHER ABHÄNGIGKEITEN	9
2.1 Distanzen und Gewichtungsmatrizen	9
2.2 Tests und Schätzverfahren	11
2.3 Potenzialisierte exogene Variablen	13
2.4 Regionssystem und Datengrundlage	13
3. EMPIRISCHE BEFUNDE FÜR DEUTSCHLAND	16
3.1 Räumliche Autokorrelation des Wachstums	16
3.2 Räumliche Ausgleichsprozesse und Wachstumszusammenhänge	20
3.3 Technologische Spill-Over-Effekte als Ursprung räumlicher Wachstumszusammenhänge?	24
4. SCHLUSSFOLGERUNGEN	29
LITERATUR	30
ANHANG	33

Zusammenfassung

Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit Wachstumsabhängigkeiten zwischen räumlich benachbarten Gebieten in Westdeutschland im Zeitraum von 1976 bis 1996. Die Hypothese für derartige Wachstumsabhängigkeiten leitet sich aus der räumlichen Dimension von Mechanismen ab, denen ein wesentlicher Einfluss auf die regionale Entwicklung beizumessen ist - wie etwa der Faktormobilität oder technologischen Spill-Over-Effekten. Die empirische Analyse westdeutscher Regionen weist auf eine erhebliche Bedeutung distanzabhängiger Wachstumszusammenhänge hin. Es lassen sich deutliche Hinweise für einen Einfluss der räumlichen Nähe auf die Intensität der Wachstumsabhängigkeiten ermitteln. Weiterhin ist festzustellen, dass regionale Ausgleichstendenzen und Wachstumszusammenhänge gemeinsam die Entwicklung im westlichen Bundesgebiet prägen. Als eine Ursache räumlicher Wachstumsabhängigkeiten sind technologische Spill-Over-Effekte einzuschätzen. Gleichzeitig weisen die Ergebnisse darauf hin, dass daneben weitere Quellen distanzabhängiger Entwicklungszusammenhänge existieren müssen.

Summary

This study considers spatial association in growth rates of neighbouring regions in West-Germany between 1976 and 1996. The relevance of such growth relations derives from the spatial dimension of mechanisms, that are of central importance for regional development - as e.g. factor mobility or technology spill-overs. The analysis of the regional development in West-Germany points to a significant spatial association in growth rates. The results imply that spatial neighbourhood affects the intensity of growth dependencies. Notable is moreover that both the decline of regional disparities and spatial association in growth rates seem to mark the development in West-Germany simultaneously. According to the findings growth dependencies are partly caused by technology spill-overs. Though, the results also indicate that there have to be further sources of spatial association in growth.

JEL: C21, O18, R11

1. ZUR BEDEUTUNG RÄUMLICHER ABHÄNGIGKEITEN FÜR DAS REGIONALE WACHSTUM

Die räumliche Dimension wirtschaftlicher Aktivitäten wurde in den Hauptströmungen der wirtschaftswissenschaftlichen Forschung - sowohl im theoretischen Bereich als auch in empirischen Analysen - lange Zeit vernachlässigt: „Of course, the importance of space is nothing new to regional scientists, [...] however, this work is not always recognized in mainstream social sciences,“ (*Anselin/Rey* 1997, S. 1). Erst in jüngerer Zeit rückte die räumliche Dimension - nicht zuletzt aufgrund der Arbeiten von *Krugman* (u.a. *Krugman* 1991a, 1991b, *Krugman/Venables* 1995) - stärker in das Zentrum des wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinteresses.

Die folgende Untersuchung beschäftigt sich mit einem Aspekt der räumlichen Dimension wirtschaftlicher Aktivität, mit Entwicklungsabhängigkeiten zwischen räumlich benachbarten Regionen. Die Relevanz derartiger Abhängigkeiten für die regionale Entwicklung leitet sich aus den vielfältigen Beziehungen ab - u.a. Güterhandel, Faktormobilität oder Nachfrageverflechtungen, die zwischen Regionen bestehen. Eine Analyse geschlossener Volkswirtschaften kann insofern nur eine sehr begrenzte Beschreibung regionaler Wachstumsprozesse liefern (vgl. *Nijkamp/Poot* 1998, S. 9).

Mit der Entstehung der sogenannten neuen Wachstumstheorie wurde in den vergangenen Jahren vor allem die Bedeutung neuen technischen Wissens und der damit verbundenen Spill-Over-Effekte für die wirtschaftliche Entwicklung betont. In den Modellen der neuen Wachstumstheorie wird zwar in der Regel auf der Grundlage einer raumlosen „Ein-Punkt-Ökonomie“ argumentiert. Dennoch lassen sich aus diesen Ansätzen Aussagen zur räumlichen Struktur wirtschaftlichen Wachstums ableiten, wenn berücksichtigt wird, dass einige Argumente für eine räumlich begrenzte Ausbreitung von Wissen - insbesondere bestimmter Wissensarten - sprechen (vgl. *Dohse* 1998). Auch aufgrund der Resultate empirischer Untersuchungen ist eine räumliche Ungebundenheit technischen Wissens abzulehnen.¹ Distanzabhängige Spill-Over-Effekte und damit räumlich begrenzte Wachstumsimpulse lassen Entwicklungsabhängigkeiten zwischen benachbarten Gebieten erwarten. Gerade auch die neueren Ansätze der wachstumstheoretischen Forschung können also zur Begründung räumlicher Wachstumszusammenhänge herangezogen werden.

¹ Vgl. z.B. die Arbeiten von *Audretsch/Feldman* (1993, 1995) oder *Anselin/Varga/Acs* (1997).

Obwohl also theoretische Mechanismen, denen eine zentrale Rolle in regionalen Wachstumsprozessen beigemessen wird, zweifellos eine räumliche Dimension aufweisen, wurden Entwicklungsabhängigkeiten zwischen benachbarten Regionen in empirischen Analysen bislang weitgehend vernachlässigt. Die empirische Forschung konzentrierte sich in den vergangenen Jahren in starkem Maße auf das Thema Konvergenz-Divergenz - bedingt u.a. durch die Aussagen der neuen Wachstumstheorie, die in der Regel eine divergente Entwicklung prognostiziert und die Konvergenzhypothese der traditionellen neoklassischen Modelle in Frage stellt. Unabhängig vom verwendeten Konvergenz-Konzept wird in diesen Arbeiten die einzelne Region als unabhängige Einheit betrachtet. Interaktionen zwischen den Beobachtungseinheiten werden somit ausgeschlossen. Ist das geschätzte Modell aufgrund der fehlenden Integration räumlicher Effekte fehlspezifiziert, resultieren daraus jedoch schwerwiegende Folgen bezüglich der Qualität der Schätzung (Verzerrung der Schätzung, Verlust der Effizienzeigenschaft). Inwieweit die Ergebnisse zur Konvergenz der regionalen Einkommensniveaus als robust einzuschätzen sind, ist daher bislang ungeklärt.²

Die vorliegende Untersuchung betrachtet demgegenüber die regionale Entwicklung in Deutschland vor allem aus der räumlichen Perspektive. Im Zentrum der empirischen Analyse stehen die folgenden Erkenntnisziele:

- Führen distanzabhängige Verflechtungsbeziehungen zwischen Regionen zu räumlichen Wachstumszusammenhänge, d.h. ist eine Korrelation des Wachstums benachbarter Gebiete zu beobachten?
- Welche Reichweite besitzen räumliche Wachstumsabhängigkeiten?
- Prägen räumliche Wachstumszusammenhänge und regionale Ausgleichsprozesse gemeinsam die regionale Entwicklung in Deutschland?
- Sind technologische Spill-Over-Effekte infolge ihrer Distanzabhängigkeit als eine Quelle räumlicher Wachstumszusammenhänge anzusehen?

Im folgenden Abschnitt wird zunächst das methodische Vorgehen zur Analyse räumlicher Abhängigkeiten dargestellt. Eine Beschreibung der empirischen Ergebnisse für Deutschland erfolgt im Abschnitt 3. Ziel der Analyse ist zum einen, Aussagen zur grundsätzlichen Bedeutung räumlicher Wachstumsabhängigkeiten in der Bundesrepublik zu liefern (Abschnitt 3.1). Darüber hinaus wird im Rahmen von Querschnittsregres-

² Vgl. *Rey/Montouri* (1999), S. 145. Untersuchungen regionaler Konvergenzprozesse, die räumlich begrenzte Spill-Over-Effekte oder ganz allgemein räumliche Abhängigkeiten berücksichtigen (z.B. *Bode* 1998, 1999 oder *Rey/Montouri* 1999) stellen nach wie vor Ausnahmen dar.

sionen überprüft, ob die Ergebnisse zur Konvergenz und räumlichen Dekonzentration in Deutschland angesichts vernachlässigter räumlicher Strukturen als robust einzuschätzen sind (Abschnitt 3.2) und inwieweit technologische Spill-Over-Effekte als Ursprung räumlicher Wachstumszusammenhänge gelten können (Abschnitt 3.3). In den abschließenden Schlussfolgerungen werden die wesentlichen Resultate der empirischen Analysen zusammengefasst und weiterer Forschungsbedarf aufgezeigt.

2. METHODISCHES VORGEHEN ZUR ERMITTLUNG UND ERKLÄRUNG RÄUMLICHER ABHÄNGIGKEITEN

Zur Erfassung räumlicher Wachstumszusammenhänge kann die sogenannte räumliche Autokorrelation herangezogen werden, die grundsätzlich den Zusammenhang zwischen Merkmalsähnlichkeit und Nähe der Lokalisation beschreibt. Im Fall einer positiven räumlichen Autokorrelation tendieren also bestimmte Merkmalsausprägungen zu einer Clusterbildung im Raum. Negative Autokorrelation impliziert demgegenüber eine räumliche Nähe sehr gegensätzlicher Merkmalsausprägungen (vgl. *Anselin/Bera* 1996). Im Gegensatz zur eindeutig auf der Zeitachse definierten zeitlichen Autokorrelation ist die räumliche Autokorrelation im allgemeinen durch Abhängigkeiten in alle Richtungen gekennzeichnet, d.h. die Entwicklung eines Gebietes kann durch Ereignisse in allen anderen Regionen des Gesamttraums beeinflusst werden.³ Infolge dieses wesentlichen Charakteristikums räumlicher Abhängigkeiten sind die zur Überprüfung der zeitlichen Autokorrelation verwendeten Verfahren für eine Messung räumlicher Autokorrelation ungeeignet (vgl. *Cliff/Ord* 1976).

2.1 Distanzen und Gewichtungsmatrizen

Korrelationskoeffizienten zur Messung räumlicher Autokorrelation berücksichtigen die zahlreichen möglichen Richtungen der Abhängigkeit durch eine Gewichtungsmatrix W , mit der Struktur und Stärke der interregionalen Effekte vorgegeben werden. Die Ele-

³ Die Berücksichtigung der räumlichen Autokorrelation in regionalen Querschnittsanalysen ist nicht nur aufgrund der theoretischen Bedeutung der räumlichen Dimension notwendig. Es ist grundsätzlich zu erwarten, dass die Beobachtungen räumlich benachbarter Gebiete voneinander abhängig sind, da die regionale Abgrenzung aufgrund vorgegebener administrativer Gebietsgliederungen häufig einer gewissen Willkür unterliegt. Durch räumliche Abhängigkeiten geprägte Querschnittsdaten stellen sich zwangsläufig ein, wenn Beobachtungseinheit und räumliche Dimension des untersuchten wirtschaftlichen Phänomens nicht übereinstimmen. In regionalen Querschnittsanalysen muss daher mit grenzüberschreitenden Abhängigkeiten gerechnet werden, die eine explizite Berücksichtigung räumlicher Strukturen erfordern (*Anselin/Bera* 1996).

mente der Matrix w_{ij} bilden die Intensität der Effekte zwischen zwei Regionen i und j ab. Ausgehend von der Spezifizierung der Gewichtungsfaktoren können grundsätzlich zwei Formen der Gewichtung unterschieden werden: binäre Matrizen und Matrizen auf der Basis interregionaler Distanzen.

Die binäre Gewichtungsmatrix ist die einfachste Darstellungsform interregionaler Zusammenhänge, die unterschiedliche Ordnungen von Autokorrelation bzw. Nachbarschaft zulässt. Wird Autokorrelation 1. Ordnung untersucht, gehen allein die Beziehungen zwischen unmittelbar benachbarten Regionen mit einer gemeinsamen Grenze in die Berechnung des Korrelationskoeffizienten ein (vgl. *Anselin* 1988). Aufwendiger ist die Berechnung von Gewichtungsfaktoren auf der Basis interregionaler Distanzen. Zur Darstellung einer abnehmenden räumlichen Abhängigkeit bei steigender Entfernung wird im folgenden eine Exponentialfunktion verwendet:

$$(1) w_{ij}^* = \exp(-d_{ij} \cdot \mathbf{b}_E) \quad \text{mit} \quad 0 < \mathbf{b}_E < \infty,$$

mit d_{ij} als Distanz zwischen den Zentren der Regionen i und j . Der Parameter \mathbf{b}_E bringt zum Ausdruck, wie stark sich die Effekte zwischen den Gebieten mit zunehmender Entfernung abschwächen. Besonders aussagekräftig im Hinblick auf eine Interpretation der Resultate ist die sogenannte „Halbwertsdistanz“ $d_E = (\ln 2) / \mathbf{b}_E$, die angibt, bei welcher Entfernung sich die interregionalen Zusammenhänge auf die Hälfte reduzieren (vgl. *Bröcker* 1984, *Stetzer* 1982). Neben der Halbwertsdistanz wird auf der Grundlage eines transformierten Distanzparameters \mathbf{g}_E argumentiert (vgl. *Bröcker* 1989):

$$(2) \mathbf{b}_E = -(\ln(1 - \mathbf{g}_E)) / \bar{D}_{MIN} \quad \text{mit} \quad 0 \leq \mathbf{g}_E \leq 1.$$

\bar{D}_{MIN} steht für die durchschnittliche Distanz zur nächsten, unmittelbar benachbarten Region im gesamten Querschnitt - im vorliegenden Fall 40 km. Der Parameter \mathbf{g}_E misst, um wie viel Prozent der Wachstumseinfluss, d.h. der Gewichtungsfaktor abnimmt, wenn die Distanz um die Entfernungseinheit \bar{D}_{MIN} erhöht wird. Mit steigendem \mathbf{g}_E nimmt der Distanzwiderstand zu, so dass es mit steigender Entfernung von der Region i zu einem ausgeprägteren Abbau des interregionalen Zusammenhangs kommt.

Durch die Variation des Distanzparameters \mathbf{g}_E zwischen Null und Eins können Strukturen generiert werden, die einerseits fast zu einer Gleichverteilung der Gewichte auf alle Regionen und andererseits zu einer Konzentration des gesamten Einflusses auf die unmittelbar benachbarten Regionen führen. Bei geringen Distanzwiderständen ist das Ge-

samtgewicht relativ gleichmäßig über alle Regionen verteilt. In diesem Fall spielt die Entfernung für die Intensität der interregionalen Wachstumsabhängigkeiten eine untergeordnete Rolle. Mit steigendem Distanzwiderstand konzentriert sich der Einfluss zunehmend auf die Gebiete in der unmittelbaren Nachbarschaft, die Auswirkungen auf entferntere Räume werden verschwindend gering.

Die Ergebnisse von Tests auf Autokorrelation werden sowohl durch die gewählte räumliche Gliederung als auch durch die zugrundegelegten Gewichtungsfaktoren der Matrix W beeinflusst (vgl. *Anselin* 1988). Um zu überprüfen, ob sich die Resultate der Autokorrelationstests als robust gegenüber einer Variation der Gewichtungsmatrix erweisen und weil keine a priori Informationen über die Reichweite räumlicher Wachstumszusammenhänge vorliegen, werden Korrelationskoeffizienten für den gesamten Wertebereich des Distanzparameters ξ_E und eine binäre Gewichtung 1. Ordnung ermittelt. Zudem können durch die Variation der Gewichtung Aussagen zur Reichweite räumlicher Abhängigkeiten abgeleitet werden.⁴

2.2 Tests und Schätzverfahren

Die räumliche Autokorrelation der regionalen Wachstumsraten \hat{y} wird auf der Basis eines von *Moran* (1950) entwickelten Korrelationskoeffizienten gemessen. Dieser Koeffizient zeichnet sich einerseits durch einen unkomplizierten Aufbau aus und besitzt zudem gegenüber anderen Korrelationsmaßen den Vorteil, dass der Wert für eine räumliche Unabhängigkeit nicht durch die regionale Gliederung und das untersuchte Merkmal beeinflusst wird (vgl. *Hordijk* 1974):

$$(3) \quad C_M = \frac{R \cdot \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})(\hat{y}_j - \bar{\hat{y}}) \cdot w_{ij}}{R_b \sum_{i=1}^R (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2} .$$

⁴ Um die Interpretation und Berechnung der räumlichen Korrelation zu erleichtern, erfolgt eine Standardisierung der binären oder durch die Gleichung (1) gegebenen Gewichtungsfaktoren w_{ij}^* , indem die einzelnen Elemente der Matrix auf die jeweilige Zeilensumme bezogen werden. Die standardisierten Gewichte w_{ij} entsprechen dem Anteil des jeweiligen Gebietes an den gesamten interregionalen Effekten, die auf eine Region wirken. Es wird also unterstellt, dass der gesamte Einfluss, der von außen auf ein Gebiet wirkt, für jede Region die gleiche Größenordnung besitzt.

R_b ist die Zahl der Regionen, die bei Verwendung einer binären Gewichtungsmatrix aufgrund erster oder höherer Ordnung benachbart sind. Da im folgenden stets standardisierte binäre oder distanzabhängige Matrizen zugrundegelegt werden, stimmt R_b mit der Zahl der betrachteten Regionen R überein.⁵

Auch zur Überprüfung der räumlichen Autokorrelation in Querschnittsregressionen steht eine Reihe von Tests zur Verfügung. Um robuste aussagekräftige Resultate zu erzielen, werden unterschiedliche Testsverfahren verwendet: ein Moran-Test auf Residuenkorrelation sowie zwei Lagrange-Multiplikator-Tests (LM_{LAG} , LM_{ERROR}). Die LM-Tests liefern zudem nähere Informationen über die Art der vorliegenden Fehlspezifikation (vgl. *Anselin/Rey* 1991, *Anselin/Bera* 1996, *Anselin/Florax* 1995). Den Ergebnissen dieser Tests folgend, können gegebenenfalls - bei Vorliegen einer Fehlspezifikation - sogenannte LAG- oder ERROR-Modelle geschätzt werden, durch die berücksichtigt wird, dass in der räumlichen Ökonometrie zwischen zwei grundsätzlichen Arten räumlicher Abhängigkeit differenziert wird.

Die erste Form der Abhängigkeit - im allgemeinen als *substantive spatial dependence* bezeichnet - ist auf einen grundsätzlichen räumlichen Zusammenhang der abhängigen Variablen zurückzuführen. Die Autokorrelation der Residuen wird durch räumliche Interaktionen der Endogenen (z.B. im Rahmen eines räumlichen Diffusionsprozesses), d.h. eine vernachlässigte räumliche LAG-Struktur der abhängigen Variablen verursacht. Die Merkmalsausprägung der Endogenen in einer bestimmten Region wird u.a. durch die Merkmalsausprägungen in anderen Gebieten determiniert (vgl. *Anselin/Rey* 1991, *Anselin/Florax* 1995). Für das räumliche LAG-Modell gilt somit:

$$(4) Y = rWY + Xa + e .$$

Der räumlich verzögerte Einfluss der endogenen Variablen wird durch den Term rWY mit dem räumlich autoregressiven Parameter r dargestellt. In die Erklärung des LAG-Modells geht somit die gewichtete Summe der endogenen Variablen anderer Regionen ein. Im vorliegenden Fall gibt der Koeffizient r an, wie stark sich das Wachstum der im Sinne von W benachbarten Gebiete auf die Wachstumsrate einer Region auswirkt (vgl. *Bernat* 1996, S. 465).

⁵ Der Test auf Signifikanz des Moran-Koeffizienten basiert auf der für $R > 50$ asymptotisch standardnormalverteilten Größe: $r_C = (C_M - E(C_M)) / \sqrt{VAR(C_M)}$.

Ist die Autokorrelation des Fehlerterms demgegenüber darauf zurückzuführen, dass die räumliche Dimension des untersuchten Phänomens und die regionale Abgrenzung nicht übereinstimmen oder erklärende Variablen vernachlässigt wurden (*nuisance dependence*), kann die Fehlspezifikation durch die Schätzung eines ERROR-Modells behoben werden (vgl. *Anselin/Rey 1991*):

$$(5) Y = Xa + IWe + u ,$$

mit dem räumlich autoregressiven Parameter I und der Störgröße u , die wiederum die Annahmen des einfachen linearen Modells erfüllt.

2.3 Potenzialisierte exogene Variablen

Neben den bereits beschriebenen statistischen Verfahren kann der Bedeutung der räumlichen Dimension auch durch eine spezielle Form exogener Variablen - den potenzialisierten Variablen - Rechnung getragen werden. Durch Potenziale können Effekte berücksichtigt werden, die Regionsgrenzen überschreiten. Existieren signifikante räumliche Wachstumszusammenhänge, d.h. die wirtschaftliche Entwicklung wird nicht ausschließlich durch die Wachstumsdeterminanten innerhalb der betrachteten Region bestimmt, können bestehende interregionale Einflüsse mit potenzialisierten Regressoren erfasst werden. Durch die Potenzialisierung wird auch den Merkmalsausprägungen benachbarter Gebiete ein Einfluss zugeordnet, wobei der Berechnung die Annahme einer mehr oder weniger ausgeprägten Distanzabhängigkeit der räumlichen Effekte zugrunde liegt (vgl. *Bröcker 1984, 1989*). Die Gewichtung der Effekte aus anderen Regionen basiert wiederum auf einer Exponentialfunktion.⁶ Die Potenzialisierung wird in der vorliegenden Arbeit insbesondere für die Erfassung technologischer Spill-Over-Effekte im Raum genutzt.

2.4 Regionssystem und Datengrundlage

Das räumliche Analyseraster der Untersuchung basiert auf dem System der Raumordnungsregionen vor der Neuabgrenzung 1996.⁷ Aufgrund des langfristigen Charakters der Fragestellung, der Ermittlung und Erklärung räumlicher Wachstumsabhängigkeiten,

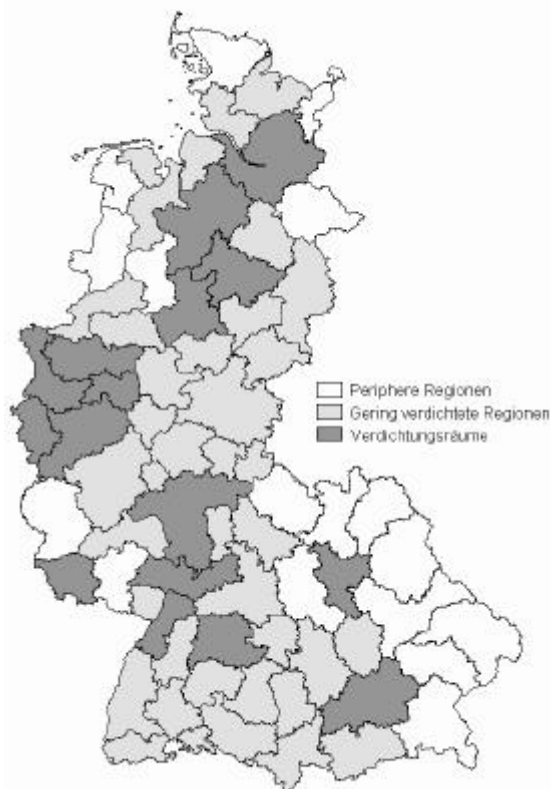
⁶ Eine ausführliche Beschreibung der zugrunde liegenden Berechnung findet sich im Anhang.

⁷ Vgl. *BfLR (1996)*, S. 4 f.

beschränkt sich die Analyse auf eine Betrachtung des westlichen Bundesgebietes. Eine Datenbasis, die zuverlässige Aussagen zur langfristigen regionalen Entwicklung in den neuen Bundesländern ermöglicht, existiert bislang nicht. Das alte Bundesgebiet wird in insgesamt 71 Regionen untergliedert (vgl. Abb. 1), die als Beobachtungseinheiten für die Untersuchung räumlicher Wachstumszusammenhänge dienen.

Die speziellen räumlichen Analysemethoden erfordern einige Veränderungen des durch die Raumordnungsregionen vorgegebenen Rasters. Ausgangspunkt der modifizierten regionalen Gliederung sind 16 kreisscharf abgegrenzte Verdichtungsräume, die sich teilweise durch eine Zusammenfassung mehrerer Raumordnungsregionen ergeben. Die Abgrenzung außerhalb der Agglomerationen entspricht dagegen weitgehend den Raumordnungsregionen (vgl. *Bade 1987*). Da ein zentrales Ziel der Untersuchung darin besteht, räumliche Wachstumsabhängigkeiten zwischen benachbarten Regionen zu identifizieren, wird die Agglomeration Berlin aufgrund ihrer isolierten Lage bis zur Wiedervereinigung nicht berücksichtigt. Die für die Analyse erforderlichen interregionalen Distanzen werden durch die Luftlinienentfernungen zwischen den für alle 71 Regionen definierten Regionszentren approximiert.

Abb. 1: Regionssystem



Die Untersuchung räumlicher Wachstumsabhängigkeiten wird für den Zeitraum 1976 bis 1996 und die Variablen Bruttowertschöpfung, Erwerbstätigkeit und Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigen durchgeführt. Untersuchungen des regionalen Wachstums konzentrieren sich in jüngerer Zeit auf die regionale Produktivitäts- bzw. Einkommensentwicklung. Die Analyse der Produktivitätsentwicklung allein kann jedoch nur ein eingeschränktes Bild der regionalen Entwicklungsdynamik bieten, da ein bestimmtes Produktivitätswachstum auf unterschiedlichen Entwicklungen von Bruttowertschöpfung und Beschäftigung basieren kann. Ein starkes Produktivitätswachstum aufgrund einer günstigen Entwicklung von Wirtschaftskraft und Beschäftigung - hervorgerufen etwa durch die Gründung und Expansion neuer Unternehmen oder die Umstrukturierung von Produktionsprozessen durch Innovationen - ist von Produktivitätssteigerungen abzugrenzen, die infolge der Schließung ineffizienter Produktionen und dem Abbau von Arbeitsplätzen vor allem auf einer schwachen Beschäftigungsentwicklung basieren (vgl. *Cuadrado-Roura/Mancho/Garrido 1997, Camagni/Capellin 1985*).

Die notwendigen Datensätze für eine langfristige Analyse der drei verwendeten Indikatoren stehen in der amtlichen Statistik nicht zur Verfügung. Die Daten für die Analyse müssen daher Schätzungen regionaler Erwerbstätigenzahlen⁸ und Bruttowertschöpfungsdaten⁹ (*Bade 1997a, 1997b*) liefern.

Im Rahmen der Regressionsanalysen werden neben dem Produktivitätsniveau des Jahres 1976 vor allem potenzierte Variablen als Regressoren verwendet. Dem Potenzial, das technologische Spill-Over-Effekte abbilden soll, liegt die Zahl der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung (F&E) im Jahr 1976 aus der Beschäftigtenstatistik zu-

⁸ In der amtlichen Statistik liegen Daten zur regionalen Erwerbstätigkeit in erster Linie für die Volkszählungszeitpunkte vor. Erst in jüngster Zeit sind im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder regionale Daten zur Erwerbstätigkeit auch für das Jahr 1980 und jährlich für den Zeitraum zwischen 1987 und 1993 verfügbar (vgl. Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, o. J.). Die Ergänzung der fehlenden Zeitpunkte zwischen 1976 und 1996 basiert auf einer Trendschätzung auf Grundlage der bekannten Werte, die mit der aus der Beschäftigtenstatistik bekannten Entwicklungsdynamik kombiniert wird. Für eine ausführliche Beschreibung des Schätzverfahrens siehe *Bade/Niebuhr (1998)*.

⁹ Die Basis der Schätzung bilden Daten zur Bruttowertschöpfung für die Jahre 1980, 1990 und 1992 aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder. Zur Berechnung der fehlenden Zeitpunkte wird die Lohn- und Gehaltssumme der Beschäftigtenstatistik genutzt. Auf die übliche Deflationierung der Bruttowertschöpfung (vgl. *Seitz 1995* oder *Schalk/Untiedt 1996*) wird verzichtet, da nicht die absolute Output- bzw. Produktivitätsentwicklung der Regionen im Mittelpunkt steht, sondern die Erklärung regionaler Entwicklungsunterschiede. Zwar kann nicht ausgeschlossen werden, dass Unterschiede in der regionalen Preisentwicklung einen Einfluss auf die Wachstumsdisparitäten ausüben. Eine adäquate Bereinigung dieser Effekte ist jedoch nicht möglich, da Preisindizes nur auf der Bundesländerebene vorhanden sind. Eine Berücksichtigung möglicherweise bestehender regionaler Unterschiede, die insbesondere zwischen Verdichtungsräumen und den Regionen außerhalb der großen Ballungsgebiete zu erwarten sind, ist somit ausgeschlossen.

grunde (*Bade 1997c*). Zur Erfassung von Agglomerationseffekten und der Vorteile einer zentralen Lage im Gesamttraum werden Potenziale auf der Basis von Bevölkerungsdaten des Jahres 1995 berechnet.¹⁰ Wird bei der Berechnung ein sehr hoher Distanzwiderstand zugrundegelegt, kann das Bevölkerungspotenzial als Verdichtungsindikator genutzt werden. Bei geringen Distanzwiderständen bildet das Potenzial dagegen die Lagegunst der Region im Gesamttraum ab, d.h. die großräumige Erreichbarkeit und die Nähe großer Märkte. Die vielfältigen Entwicklungshemmnisse altindustrialisierter Regionen werden durch die von *Bröcker (1989)* entwickelte Variable „industrielles Alter“ approximiert. Ausgangspunkt für diesen Indikator ist das Gewicht des industriellen Sektors in der Region - gemessen durch den Anteil der Industriebeschäftigten an der Bevölkerung - gegen Ende des 19. Jahrhunderts.

3. EMPIRISCHE BEFUNDE FÜR DEUTSCHLAND

3.1 Räumliche Autokorrelation des Wachstums

Die Korrelationsanalyse des regionalen Output-, Produktivitäts- und Beschäftigungswachstums auf Grundlage des Moran-Koeffizienten deutet auf erhebliche positive Wachstumszusammenhänge hin. Die Entwicklung der Variablen ist - unabhängig vom verwendeten Gewichtungsschema W - durch eine signifikante räumliche Autokorrelation geprägt (vgl. Tab. 1). Selbst die relativ grobe Erfassung regionaler Wachstumszusammenhänge durch eine binäre Gewichtungsmatrix führt zu hoch signifikanten Korrelationskoeffizienten. Die positive Korrelation regionalen Wachstums erweist sich somit als äußerst robust gegenüber Variationen der Gewichtungsmatrix.

Die Intensität der Wachstumsabhängigkeiten scheint auf den ersten Blick positiv durch die räumliche Nähe beeinflusst zu werden. Die durch den Moran-Koeffizienten ausgewiesene Korrelation zwischen den regionalen Wachstumsraten nimmt für alle Indikatoren mehr oder weniger stark mit steigendem Distanzwiderstand zu (vgl. Abb. 2). Durch die Ergebnisse zur Signifikanz des Korrelationskoeffizienten wird der positive Zusammenhang zwischen der Intensität der Wachstumsabhängigkeiten und der räumlichen Nähe jedoch relativiert: die Teststatistik sinkt im allgemeinen mit zunehmendem g . Lediglich für das Beschäftigungswachstum bleibt das Signifikanzniveau über weite Bereiche konstant und nimmt erst bei sehr hohen Distanzwiderständen geringfügig ab. Insofern sind nur für das regionale Beschäftigungswachstum deutliche Hinweise für einen

¹⁰ Berücksichtigt wird bei der Berechnung der Bevölkerungspotenziale auch das benachbarte Ausland.

positiven Zusammenhang zwischen räumlicher Nähe und Stärke der Wachstumsabhängigkeiten festzustellen.

Tab. 1: Räumliche Autokorrelation des regionalen Wachstums

Gewichtungsmatrix	Bruttowertschöpfung 1976-1996		Produktivität 1976-1996		Erwerbstätigkeit 1976-1996	
	$C_M(r_c)$	\mathcal{E}	$C_M(r_c)$	\mathcal{E}	$C_M(r_c)$	\mathcal{E}
Exponentialfunktion	0,08 (12,5) **	0,1	0,06 (10,5) **	0,1	0,03 (6,1) **	0,1
	0,34 (9,2) **	0,5	0,30 (8,1) **	0,5	0,22 (6,1) **	0,5
	0,50 (5,8) **	0,9	0,41 (4,7) **	0,9	0,48 (5,5) **	0,9
Binär 1. Ordnung	0,42 (6,0) **	-	0,43 (6,1) **	-	0,28 (4,1) **	-

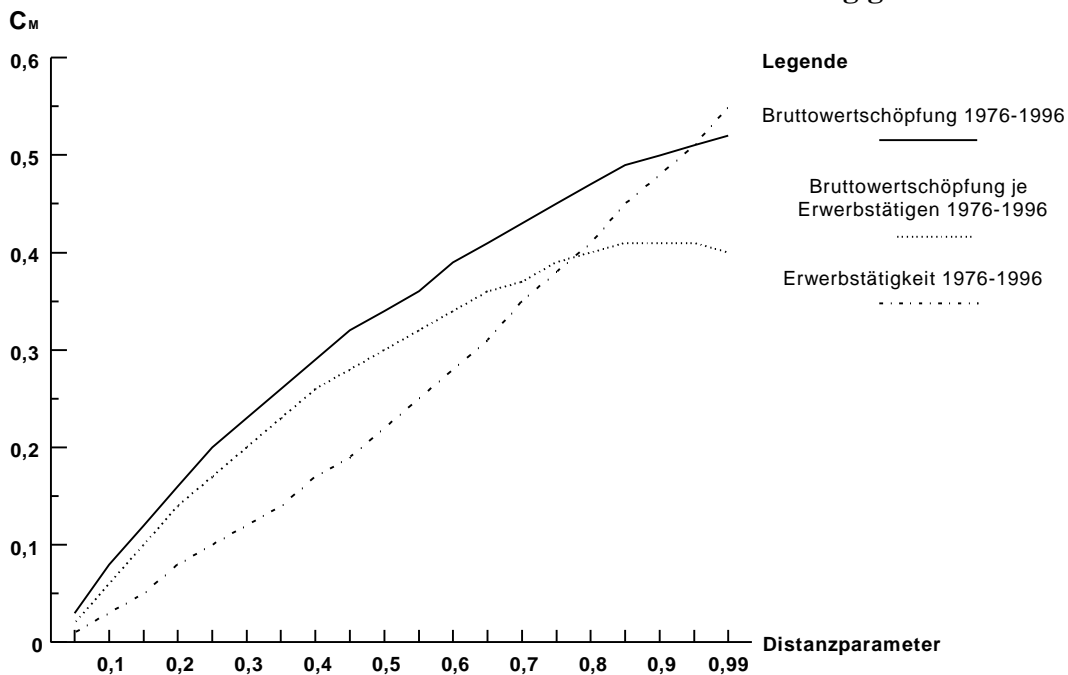
* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

** signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1%

Quelle: Schätzungen *Bade* (1997a, 1997b), eigene Berechnungen

Zuverlässige Aussagen zur Beziehung zwischen räumlicher Entfernung und Intensität der Wachstumszusammenhänge sind für das Output- und Produktivitätswachstum nicht herzuleiten, da die Standardabweichung des geschätzten Korrelationskoeffizienten systematisch mit steigendem Distanzwiderstand zunimmt. D.h. der Korrelationskoeffizient steigt zwar, die Schätzung wird jedoch gleichzeitig unsicherer. Auch präzise Schlussfolgerungen zur Reichweite räumlicher Entwicklungszusammenhänge können nicht gezogen werden, da eine signifikante Autokorrelation für alle Distanzparameter zu beobachten ist. Eine für das jeweilige Merkmal bestimmende oder maximale Reichweite räumlicher Effekte kann nicht ermittelt werden.

Abb. 2: Distanz und räumliche Wachstumsabhängigkeiten



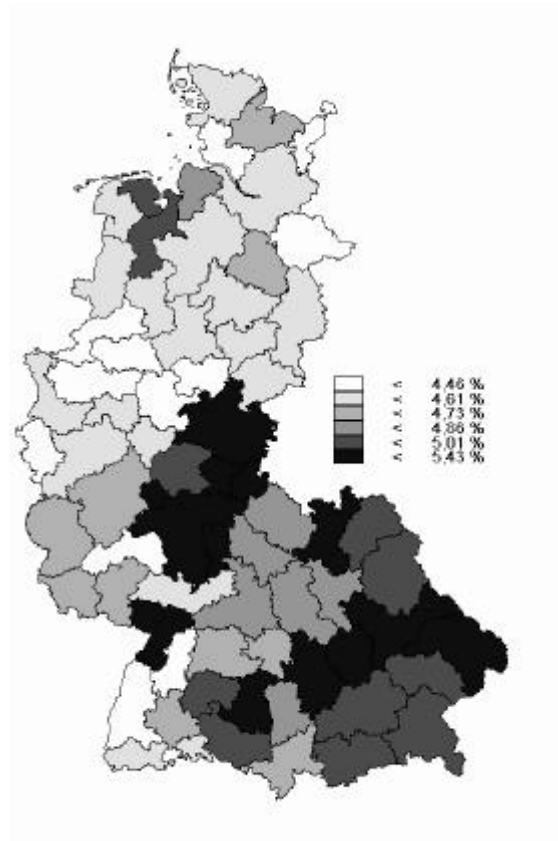
Quelle: Schätzungen *Bade* (1997a, 1997b), eigene Berechnungen

Eine ökonomische Erklärung der Resultate erweist sich als problematisch. Die Abweichungen zwischen den Variablen, die im Rahmen der Korrelationsanalyse festzustellen sind, deuten darauf hin, dass hinter den Entwicklungsabhängigkeiten unterschiedliche Mechanismen stehen könnten. Konkrete und zuverlässige Aussagen lassen sich aber allein auf der Grundlage des Moran-Tests nicht ableiten, da der Test lediglich eine Beschreibung des Wachstums aus einer räumlichen Perspektive liefert. Ein Vergleich der Korrelationsergebnisse mit einer graphischen Darstellung des regionalen Wachstums verdeutlicht die deskriptive Funktion des Moran-Tests. Da wesentliche Abweichungen vor allem zwischen dem regionalen Beschäftigungs- und Produktivitätswachstum zu beobachten sind, beschränken sich die folgenden Analysen auf diese Variablen.

Das Produktivitätswachstum zwischen 1976 und 1996 ist durch einen recht deutlichen Nord-Süd-Gegensatz gekennzeichnet (vgl. Abb. 3). Die Gebiete im westlichen Bundesgebiet können insofern grob zwei Regionsclustern zugeordnet werden: einem stark wachsenden süddeutschen Raum und einem sich mäßig entwickelnden norddeutschen Raum. Für das Wachstum der Erwerbstätigkeit ist eine entsprechende Zweiteilung des westlichen Bundesgebietes nicht festzustellen (vgl. Abb. 4). Das Beschäftigungswachstum fällt – verglichen mit der Produktivitätsentwicklung – im süddeutschen Raum differenzierter aus und zudem existiert auch im Nordwesten des Bundesgebietes eine

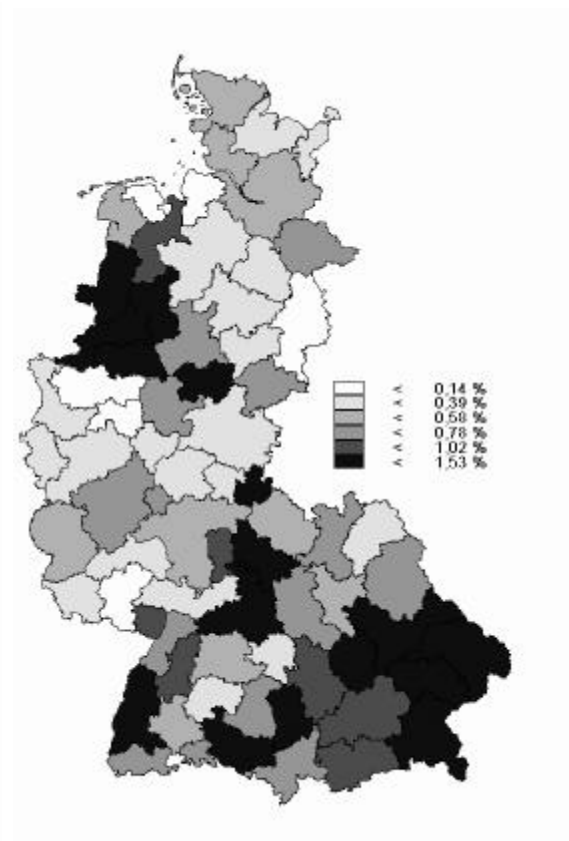
zusammenhängende Gruppe stark wachsender Regionen. Die Beschäftigungsentwicklung ist räumlich stärker differenziert und somit durch kleinere Cluster von Regionen gekennzeichnet, die aufgrund einer ähnlichen Entwicklungsdynamik miteinander verbunden sind. Diese Abweichungen zwischen dem regionalen Produktivitäts- und Beschäftigungswachstum schlagen sich in den Ergebnissen des Moran-Tests nieder. Hinweise für einen Einfluss der räumlichen Nähe auf die Intensität der Wachstumsabhängigkeiten liefert die Korrelationsanalyse nur für die Beschäftigung. Die Beschäftigung ist gleichzeitig durch kleinere Cluster von Regionen mit ähnlichen Wachstumsraten charakterisiert als die Produktivität.

**Abb. 3: Produktivitätswachstum
1976-1996**



Quelle: Schätzungen *Bade* (1997),
eigene Berechnungen

**Abb. 4: Beschäftigungswachstum
1976-1996**



Quelle: Schätzungen *Bade* (1997),
eigene Berechnungen

3.2 Räumliche Ausgleichsprozesse und Wachstumszusammenhänge

Die Resultate der Korrelationsanalyse implizieren, dass räumliche Abhängigkeitsbeziehungen im Rahmen regionaler Wachstumsanalysen nicht vernachlässigt werden dürfen. Insofern stellt sich die Frage, inwieweit die zahlreichen Ergebnisse zur absoluten β -Konvergenz oder allgemeiner zur Dekonzentration wirtschaftlicher Aktivitäten im Raum (z.B. *Seitz* 1995, *Schalk/Untiedt* 1996, *Peschel/Bröcker* 1989), die in der Regel ohne die Berücksichtigung räumlicher Effekte abgeleitet wurden, angesichts der nachweisbaren Wachstumszusammenhänge als robust einzuschätzen sind. Für die regionale Produktivitäts- und Beschäftigungsentwicklung wird im folgenden auf der Basis von Einfachregressionen und Tests auf räumliche Autokorrelation der Residuen überprüft, ob einfache Regressionsansätze, die räumliche Ausgleichsprozesse ermitteln, als fehlspezifiziert einzuschätzen sind. Variablen wie das Produktivitätsniveau oder Verdichtungsindikatoren, die in entsprechenden Schätzungen in der Regel Verwendung finden, sind vor allem durch raumtypische Abweichungen gekennzeichnet. Sie dienen also der Erklärung von Wachstumsunterschieden auch zwischen unmittelbar benachbarten Regionen. Insofern dürften diese Regressoren für eine Erfassung räumlicher Abhängigkeiten nur bedingt geeignet sein, und es ist zu erwarten, dass sich die ermittelten räumlichen Wachstumszusammenhänge in den Residuen der Einfachregressionen widerspiegeln. Geschätzt werden die folgenden Gleichungen:

$$(6) P_{T-t} = a_0 + a_1 P_t + e,$$

$$(7) E_{T-t} = a_0 + a_1 VD + e,$$

wobei P_{T-t} (E_{T-t}) für das durchschnittliche jährliche Produktivitätswachstum (Beschäftigungswachstum) im Zeitraum t bis T steht, P_t für das Produktivitätsniveau im Ausgangszeitpunkt und VD für einen Verdichtungsindikator¹¹ zur Erfassung räumlicher Dekonzentrationsprozesse.

Die Regressionsergebnisse bestätigen die Vermutung, dass mit der Erfassung regionaler Ausgleichsprozesse bei einer insgesamt geringen Anpassungsqualität der Schätzungen die räumlichen Wachstumszusammenhänge unerklärt bleiben. Die Koeffizienten der

¹¹ Hierbei handelt es sich um ein Bevölkerungspotenzial mit hohem Distanzwiderstand, das den Verdichtungsgrad der Region abbilden soll.

Regressoren sind signifikant und besitzen das erwartete negative Vorzeichen.¹² Die Autokorrelationstests weisen aber durchgehend auf eine räumliche Korrelation der Residuen hin. Das Resultat autokorrelierter Residuen ist als recht robust einzuschätzen, da durch alle Tests und für einen weiten Bereich von Distanzwiderständen eine signifikante Autokorrelation ausgewiesen wird.

$$P_{T-t} = - 0,007 P_t \\ (2,86)^{**}$$

R²	0,11	Moran-Test	8,6^{**} (0,5)¹⁾
R_{adj}	0,09	LM_{ERR}	29,1^{**} (0,4)
AIC	- 633,8	LM_{LAG}	40,4^{**} (0,4)

* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10%

** signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%

1) Wert der Teststatistik mit der niedrigsten Irrtumswahrscheinlichkeit, in Klammern: Distanzparameter der entsprechenden Gewichtungsmatrix.

$$E_{T-t} = - 4,6 \cdot 10^{-9} VD \\ (3,55)^{**}$$

R²	0,15	Moran-Test	5,9^{**} (0,4)
R_{adj}	0,14	LM_{ERR}	24,4^{**} (0,7)
AIC	- 572,0	LM_{LAG}	21,7^{**} (0,7)

Darüber hinaus liefern die LM-Tests Hinweise auf die Art der vorliegenden Autokorrelation. Während für das Produktivitätswachstum das höhere Signifikanzniveau des LAG-Tests auf eine vernachlässigte räumliche Struktur der Endogenen hindeutet, scheint für die Beschäftigungsentwicklung ein ERROR-Modell der angemessenere Ansatz zu sein. Durch die Schätzung des LAG- bzw. ERROR-Ansatzes kann zum einen ermittelt werden, ob die räumlichen Ausgleichstendenzen auch bei einer expliziten Berücksichtigung räumlicher Effekte eine signifikante Komponente der regionalen Entwicklung darstellen. Weiterhin können die Regressionen zusätzliche Informationen zur Reichweite der Wachstumsabhängigkeiten liefern.

¹² Die Intensität des Konvergenzprozesses ist mit einem Disparitätenabbau von etwa 1% pro Jahr geringer als die in vergleichbaren Studien zumeist ermittelten 2%. Für die Bundesrepublik vgl. die Ergebnisse von Seitz (1995) oder Schalk/Untiedt (1996).

Die räumlichen Regressionsansätze zeichnen sich durch eine verbesserte Anpassungsqualität¹³ und hoch signifikante räumliche Koeffizienten r bzw. I aus. Die Bedeutung der exogenen Variablen nimmt zwar etwas ab, auch bei Berücksichtigung räumlicher Wachstumseffekte bleibt aber in beiden Modellen die Ausgleichstendenz der regionalen Entwicklung erhalten. Konvergenz- bzw. Dekonzentrationsprozesse und räumliche Wachstumsabhängigkeiten prägen simultan das regionale Wachstum im westlichen Bundesgebiet. Eine Fehlspezifikation, die sich in räumlich autokorrelierten Residuen niederschlägt, ist nicht festzustellen.

LAG-Schätzung P_{T-t}

$$P_t \quad - 0,004 \quad (2,03)^{**}$$

$$r (\xi_E = 0,6) \quad 0,70 \quad (5,58)^{**}$$

$$R^* \quad 0,24 \quad \quad \quad AIC \quad - 650,9 \quad \quad \quad LM_{ERR} \quad 1,98 \quad (0,4)$$

ERROR-Schätzung E_{T-t}

$$VD \quad - 4,4 \cdot 10^{-9} \quad (2,87)^{**}$$

$$I (\xi_E = 0,8) \quad 0,59 \quad (5,11)^{**}$$

$$R^* \quad 0,15 \quad \quad \quad AIC \quad - 590,1 \quad \quad \quad LM_{LAG} \quad 0,32 \quad (0,1)$$

Die Schätzungen erlauben darüber hinaus konkrete Aussagen zur Beziehung zwischen Distanz und Intensität der räumlichen Wachstumszusammenhänge, die aus der einfachen Korrelationsanalyse des Wachstums nicht abzuleiten sind. Die dargestellten räumlichen Regressionsansätze erzielen bei Vermeidung einer Fehlspezifikation jeweils den höchsten Erklärungsgehalt und maximieren das Signifikanzniveau der räumlichen Koeffizienten. Durch die Variation des Distanzwiderstands der Gewichtungsmatrix

¹³ Um die Vergleichbarkeit des Erklärungsgehalts zwischen KQ-Schätzungen und räumlichen ML-Regressionen zu gewährleisten, muss auf das Informationskriterium von Akaike (AIC) zurückgegriffen werden, da ein aussagekräftiges Bestimmtheitsmaß im Rahmen des ML-Verfahrens nicht berechnet werden kann. Um eine gewisse Einschätzung der absoluten Höhe der Anpassungsqualität zu ermöglichen, wird auch die quadrierte Korrelation zwischen den geschätzten Werten und den Beobachtungen (R^2) ausgewiesen.

kann also jene räumliche Struktur ermittelt werden, die die beste Abbildung der räumlichen Wachstumszusammenhänge liefert.

Die höchste Anpassungsqualität generiert beim Produktivitätswachstum ein Distanzwiderstand der LAG-Endogenen von 0,6. Gemäß der hiermit verbundenen Halbwertsdistanz reduziert sich das Ausmaß der räumlichen Abhängigkeiten nach etwa 30 km um 50%. Auch für die Produktivitätsentwicklung ist also letztlich ein deutlicher Zusammenhang zwischen Distanz und Intensität der Wachstumsabhängigkeiten festzustellen, der sich im Zuge der Korrelationsanalyse (vgl. Abschnitt 3.1) noch nicht nachweisen ließ. Die Entwicklungszusammenhänge zwischen Regionen sind in starkem Maße auf unmittelbar benachbarte Gebiete konzentriert. Für das Beschäftigungswachstum optimiert ein Distanzwiderstand von 0,8 (Halbwertsdistanz: 17 km) den Schätzansatz. Damit wird die bereits aus der Korrelationsanalyse abgeleitete Einschätzung, dass für die Abhängigkeiten des Beschäftigungswachstums die räumliche Nähe von vergleichsweise großer Bedeutung sein dürfte, bestätigt.

Offenbar liegen den Wachstumsabhängigkeiten der Beschäftigung und der Produktivität unterschiedliche Mechanismen zugrunde, wobei die entsprechenden Prozesse vor allem bei der Beschäftigung sehr kleinräumiger Natur sind. Möglicherweise spiegelt sich hier der Einfluss von Produktionsverlagerungen wider. Wenn kleinräumige Dekonzentrations-tendenzen der Produktion eine Quelle räumlicher Wachstumszusammenhänge darstellen, lassen sich die Unterschiede zwischen den Variablen mit den Charakteristiken verlagelter Produktionsstätten begründen. Handelt es sich in erster Linie um flächenintensive Produktionen mit einer relativ geringen Produktivität, die aufgrund einer dynamischen Beschäftigungs- und Produktivitätsentwicklung in der Ursprungsregion sowie zunehmenden Flächenengpässen in benachbarte Gebiete abwandern, ergeben sich kleinräumige Abhängigkeiten in der Beschäftigungsentwicklung. Interdependenzen im Produktivitätswachstum der Regionen bestehen in diesem Fall jedoch nicht zwangsläufig.

Auf die gleiche Weise differenzierend könnten sich auch im Raum ausbreitende Nachfrageeffekte einer dynamischen Beschäftigungsentwicklung auswirken. Bestehen Produktivitätsunterschiede zwischen den Wirtschaftsbereichen, die Ausgangspunkt des Wachstumsimpulses sind, und jenen Branchen, die von den induzierten Nachfrageeffekten profitieren, existiert zwar eine räumliche Abhängigkeit des Beschäftigungswachstums. Ein Zusammenhang zwischen den Produktivitätswachstumsraten der benachbarten Regionen wird sich jedoch nicht einstellen.

Zwar kann durch die Anwendung der räumlichen Schätzverfahren die Fehlspezifikation der Einfachregressionen beseitigt und eine gewisse Verbesserung der Anpassungsqualität erreicht werden. Es bleibt aber letztlich ein Mangel an inhaltlichen Erklärungen - insbesondere was die Ursachen der räumlichen Wachstumsabhängigkeiten betrifft. Auf der Grundlage der bisherigen Resultate ist nicht abzuschätzen, inwieweit die angesprochenen Mechanismen tatsächlich für die räumliche Autokorrelation des Beschäftigungswachstums und die bestehenden Abweichungen zum Produktivitätswachstum verantwortlich sind. Durch weitere Regressionen soll daher überprüft werden, ob die Fehlspezifikation der einfachen KQ-Ansätze in einer Vernachlässigung exogener Variablen besteht, durch die sich räumliche Wachstumszusammenhänge erklären lassen. In den Mittelpunkt werden im folgenden die gegenwärtig in der Wachstumsforschung hervorgehobenen technologischen Spill-Over-Effekte gestellt.

3.3 Technologische Spill-Over-Effekte als Ursprung räumlicher Wachstumszusammenhänge?

Die Frage, inwieweit Spill-Over-Effekte für die räumlichen Wachstumsabhängigkeiten im westlichen Bundesgebiet verantwortlich sind, wird im Zuge multipler Querschnittsregressionen untersucht. Grundlage zur Berechnung des Potenzials, das technologische Spill-Over-Effekte erfassen soll, sind F&E-Beschäftigte. Durch die Potenzialisierung wird angenommen, dass nicht allein die in der Region selbst lokalisierten F&E-Beschäftigten das Wachstum in dem betreffenden Gebiet fördern. Auch vom F&E-Personal benachbarter Gebiete gehen positive Entwicklungsimpulse aus.

Zur Messung technologischer Spill-Over-Effekte im Raum dürften Potenziale auf Basis von F&E-Beschäftigten besonders geeignet sein, da eine begrenzte räumliche Ausbreitung von Wissen häufig mit der Notwendigkeit persönlicher Kontakte begründet wird und die Potenzialisierung die Erreichbarkeit der Beschäftigten, d.h. die Stärke potentieller Interaktionen abbildet, die für räumlich begrenzte Spill-Over-Effekte von wesentlicher Bedeutung sein dürfte.¹⁴

¹⁴ Vgl. *Callsen/Hirschfeld* (1998), S. 7. Die Potenzialdefinition ist zur Erfassung technologischer Spill-Over-Effekte auch deshalb angemessen, weil für die externen Effekte in den Innovationsmodellen der neuen Wachstumstheorie (z.B. *Romer* 1990) gerade der absolute Umfang der innovativen Aktivität von Bedeutung ist (vgl. *Flaig* 1995, S. 118). Insofern stellen die potenzialisierten Variablen - im Gegensatz etwa zum Anteil der F&E-Beschäftigten an der Gesamtbeschäftigung - eine recht adäquate Variablenform zur Abbildung von Spill-Over-Effekten dar.

Um Fehlspezifikationen der Schätzungen zu vermeiden, werden weiterhin einige Regressoren berücksichtigt, die vermutlich für die Erklärung räumlicher Entwicklungszusammenhänge keine bzw. eine untergeordnete indirekte Bedeutung besitzen, aber als wesentliche Determinanten regionalen Wachstums einzustufen sind. Zur Abbildung zentraler Tendenzen des räumlichen Strukturwandels werden mit dem industriellen Alter (*INDA*), einem Verdichtungsindikator (*VD*), dem Produktivitätsniveau (*P_t*) und der Lagegunst der Region (*LG*) Variablen berücksichtigt, deren Einfluss auf die regionale Entwicklung in verschiedenen Studien bereits nachgewiesen wurde (vgl. u.a. Bröcker 1989, Seitz 1995).

Die höchste Anpassungsqualität für das regionale Produktivitätswachstums erzielt der folgende Schätzansatz, in dem neben den bereits erwähnten Determinanten ein F&E-Potenzial mit einem relativ hohen Distanzwiderstand berücksichtigt wird:

$$P_{T-t} = - \underset{(2,31)^{**}}{0,006} P_t - \underset{(1,80)^*}{7,3 \cdot 10^{-6}} INDA - \underset{(5,03)^{**}}{3,9 \cdot 10^{-9}} VD + \underset{(4,54)^{**}}{1,9 \cdot 10^{-10}} LG + \underset{(4,80)^{**}}{6,3 \cdot 10^{-7}} F\&E_7$$

R²	0,44	Moran-Test	1,06 (0,5)
R_{adj}	0,39	LM_{ERR}	0,68 (0,1)
AIC	- 658,4	LM_{LAG}	1,36 (0,7)

Durch den Regressionsansatz können rund 40% der Streuung des regionalen Produktivitätswachstums erklärt werden. Das Produktivitätsniveau übt auch nach der Aufnahme weiterer Determinanten einen signifikanten negativen Einfluss aus, d.h. die Konvergenz der regionalen Produktivität bleibt auch im Rahmen komplexerer Erklärungsansätze als zentrale Entwicklungstendenz erhalten. Die gegenüber der Einfachregression etwas verringerte Geschwindigkeit des Angleichungsprozesses kann auf den ebenfalls wachstumsmindernden Einfluss des industriellen Alters und negative Agglomerationseffekte (Verdichtungsindikator) zurückgeführt werden: Der Strukturwandel in den altindustrialisierten Gebieten und ein genereller Disurbanisierungsprozess tragen zur Konvergenz im westlichen Bundesgebiet bei.¹⁵ Positive Wachstumsimpulse werden der Lagegunst der Region, d.h. einer guten Erreichbarkeit und der Nähe großer Märkte zugeschrieben.

¹⁵ Sowohl das industrielle Alter als auch die Verdichtungsvariable sind positiv mit dem Produktivitätsniveau korreliert (Korrelationskoeffizient $r = 0,34$ bzw. $0,42$) und dürften daher einen nicht unwesentlichen Teil des Konvergenzprozesses erfassen. Erhebliche Bedeutungsunterschiede lassen sich aus der

Ein signifikanter positiver Einfluss ist auch für das F&E-Potenzial festzustellen. Räumlich begrenzte Spill-Over-Effekte fördern das Produktivitätswachstum und sind als eine Quelle der ermittelten Wachstumsabhängigkeiten zwischen den Regionen aufzufassen. Der recht hohe Distanzparameter des Potenzials ($\xi_E = 0,7$) deutet darauf hin, dass die Entwicklungsimpulse technologischer Spill-Over-Effekte eine begrenzte Reichweite aufweisen. Der entsprechenden Halbwertsdistanz zufolge verringert sich die Intensität der technologischen Spill-Over-Effekte nach 23 km um die Hälfte. Da sich innovative Aktivitäten in starkem Maße auf die Agglomerationen konzentrieren, sind vor allem die Verdichtungsräume im Bundesgebiet als Ausgangspunkt der positiven Spill-Over-Effekte anzusehen. Bei einer durchschnittlichen Entfernung von 40 km zwischen den Regionszentren impliziert die Halbwertsdistanz, dass ein nicht unwesentlicher Teil der technologischen Spill-Over-Effekte die Grenzen der Verdichtungsräume überschreitet. Die positiven Impulse für das Produktivitätswachstum bleiben allerdings weitgehend auf die Regionen in der unmittelbaren Nachbarschaft der Agglomerationen beschränkt. Das ausgeprägte Nord-Süd-Gefälle der Produktivitätsentwicklung (vgl. Abschnitt 3.1) deutet darauf hin, dass insbesondere weniger verdichtete Gebiete im süddeutschen Raum von Spill-Over-Effekten profitiert haben.

Der Schätzansatz zeigt zudem, dass zur Erfassung der Wachstumsabhängigkeiten nicht notwendigerweise ein räumliches Regressionsmodell erforderlich ist. Auch im Rahmen einer KQ-Schätzung ohne räumliche Strukturen kann durch exogene Variablen, die räumliche Effekte beinhalten, eine Fehlspezifizierung des Modells verhindert werden. Die deutliche räumliche Autokorrelation, die das Produktivitätswachstum kennzeichnet, konnte durch die exogenen Variablen in ausreichendem Maße abgebildet werden. Eine Autokorrelation der Residuen wird durch keinen der Tests angezeigt.

Die Regressionsergebnisse für die regionale Beschäftigungsentwicklung weichen erheblich vom Erklärungsansatz des Produktivitätswachstums ab. Im Rahmen der Schätzungen können lediglich zwei signifikante Einflussfaktoren¹⁶ identifiziert werden: das industrielle Alter und die Lagegunst der Region:

Korrelation der Einflussfaktoren mit dem Produktivitätswachstum nicht ableiten (P_i : $r = -0,33$; $INDA$: $r = -0,31$; VD : $r = -0,26$).

¹⁶ In allen Schätzungen mit einer höheren Anzahl von Regressoren treten falsche Vorzeichen oder insignifikante Koeffizienten auf.

$$E_{T-t} = - 3,7 \cdot 10^{-5} INDA + 1,4 \cdot 10^{-10} LG$$

(7,63)** (2,90)**

R²	0,46	Moran-Test	4,38** (0,5)
R_{adj}	0,45	LM_{ERR}	10,36** (0,7)
AIC	- 602,1	LM_{LAG}	11,30** (0,8)

Zwar sind durch diese Regressoren bereits 46% der regionalen Wachstumsunterschiede zu erklären, dennoch ist der Ansatz eindeutig durch räumlich autokorrelierte Residuen gekennzeichnet. Alle Tests zeigen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% die Fehlspezifikation an. Das Signifikanzniveau des LAG-Tests fällt etwas höher aus, so dass von einer vernachlässigten LAG-Endogenen auszugehen ist.¹⁷ Die räumlichen Abhängigkeiten des Beschäftigungswachstums können - im Gegensatz zur Produktivitätsentwicklung - also nicht auf den Einfluss technologischer Spill-Over-Effekte zurückgeführt werden.¹⁸

Die Integration einer LAG-Endogene führt zu einer Verbesserung der Anpassungsqualität, wobei der Einfluss der exogenen Variablen - wenngleich reduziert - erhalten bleibt. Die Güte der Schätzung nimmt mit steigendem Distanzwiderstand der LAG-Struktur stetig zu, und der höchste Erklärungsgehalt wird bei einem sehr hohen Distanzparameter von 0,9 erreicht:

LAG-Schätzung	E_{T-t}		
INDA	- 2,9 · 10⁻⁵	(6,04)**	
LG	1,1 · 10⁻¹⁰	(2,67)**	
r (ξ_E = 0,9)	0,37	(3,58)**	
R*	0,48	AIC	- 610,7
		LM_{ERR}	0,69 (0,1)

¹⁷ Allerdings weist lediglich der Moran-Test für alle Gewichtungsmatrizen eine Fehlspezifikation aus. Die signifikante Autokorrelation der Residuen beschränkt sich bei den LM-Tests auf die Bereiche sehr hoher oder niedriger Distanzwiderstände.

¹⁸ Dass die Nachweisbarkeit technologischer Spill-Over-Effekte offenbar davon abhängt, ob die Produktivitäts- oder die Beschäftigungsentwicklung untersucht wird, bestätigen auch die Ergebnisse anderer Studien (vgl. Bode 1998, 1999).

Bemerkenswert ist der fehlende Einfluss des Verdichtungsindikators, da zahlreiche Studien auf eine anhaltende großräumige Dekonzentration der Beschäftigung hinweisen.¹⁹ Ein wesentlicher Teil der nach wie vor eindeutig bestehenden Disurbanisierungstendenz wird offensichtlich durch den hochsignifikanten Koeffizienten des industriellen Alters erfasst, der einen signifikanten Einfluss des Verdichtungsindikators in der Schätzung verhindert.²⁰ Die großräumige Dekonzentration der Erwerbstätigkeit basiert demzufolge vor allem auf der unterdurchschnittlichen Beschäftigungsentwicklung der altindustrialisierten Ballungsgebiete.

Der Koeffizient der LAG-Endogenen r deutet darauf hin, dass sich das Beschäftigungswachstum einer Region - unabhängig von den regionsspezifischen Wachstumsdeterminanten - bereits um rund 0,4 Prozentpunkte erhöht, wenn die Beschäftigungsexpansion in benachbarten Gebieten (benachbart im Sinne der Gewichtungsmatrix W) um einen Prozentpunkt höher ausfällt. Bei einem hohen Distanzwiderstand von 0,9 impliziert dies beispielsweise für die Agglomeration Hamburg, dass 99% dieser räumlichen Wachstumseffekte den unmittelbar an die Agglomeration angrenzenden Regionen zugeordnet werden. Die direkte Übertragung von räumlichen Effekten ist damit zwar fast vollständig auf Regionen mit einer gemeinsamen Grenze beschränkt, dennoch breiten sich Wachstumsimpulse aufgrund der LAG-Struktur mit einer abnehmenden Intensität letztlich über den gesamten Raum aus.

Konkrete Hinweise auf die Mechanismen, die hinter den räumlichen Abhängigkeiten der Beschäftigungsentwicklung stehen, liefert die Analyse nicht. Die Ergebnisse bestätigen aber die Einschätzung, dass den Wachstumsabhängigkeiten der Beschäftigung und der Produktivität unterschiedliche Prozesse zugrunde liegen. Inwieweit die angesprochenen kleinräumigen Dekonzentrationstendenzen und Nachfrageeffekte (vgl. Abschnitt 3.2) in diesem Zusammenhang von Bedeutung sind, lässt sich nicht abschließend beantworten.

¹⁹ Die Resultate unterschiedlicher Arbeiten zeigen, dass ein negativer Zusammenhang zwischen Verdichtungsgrad der Region und Beschäftigungswachstum seit mehr als drei Jahrzehnten die regionale Entwicklung in der Bundesrepublik prägt (vgl. u.a. *Hoppen 1979, Bade 1987, Peschel/Bröcker 1989, Bade/Niebuhr 1999*).

²⁰ Darauf deutet auch der enge positive Zusammenhang zwischen Verdichtungsindikator und industriellem Alter hin ($r = 0,7$).

4. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Als zentrales Ergebnis der Analyse bleibt festzuhalten, dass die regionale Entwicklung im westlichen Bundesgebiet durch deutliche räumliche Wachstumsabhängigkeiten gekennzeichnet ist. Das Resultat kann als sehr robust gegenüber einer Fehlspezifikation der räumlichen Gewichtung eingeschätzt werden. Es lassen sich deutliche Hinweise für einen Einfluss der räumlichen Distanz auf die Intensität der Wachstumsabhängigkeiten ermitteln. Für die Abhängigkeiten des Beschäftigungswachstums ist die räumliche Nähe offenbar von vergleichsweise großer Bedeutung.

Festzustellen ist weiterhin, dass räumliche Wachstumszusammenhänge und Ausgleichstendenzen simultan die regionale Entwicklung prägen. Zwar sind einfache Regressionsansätze wie etwa die Überprüfung der absoluten β -Konvergenz, die räumliche Effekte nicht in ausreichendem Maße berücksichtigen, als fehlspezifiziert einzuschätzen. Die in zahlreichen Studien ermittelte Tendenz zum Ausgleich regionaler Disparitäten wird aber durch die vorliegenden Resultate prinzipiell nicht in Frage gestellt. Auch Modelle, die räumliche Effekte durch exogene Variablen oder spezielle räumliche Schätzverfahren integrieren, weisen auf signifikante Konvergenz- bzw. Dekonzentrationsprozesse hin.

Als eine Quelle der Wachstumszusammenhänge sind technologische Spill-Over-Effekte mit einer räumlich begrenzten Reichweite einzuschätzen. Einschränkend bleibt allerdings festzuhalten, dass sich ein signifikanter Einfluss lediglich für das Produktivitätswachstum feststellen lässt. Worauf konkret die räumlichen Abhängigkeiten des Beschäftigungswachstums beruhen, konnte demgegenüber nicht ermittelt werden.

Damit wird gleichzeitig deutlich, dass auf dem Gebiet räumlicher Wachstumsabhängigkeiten noch ein erheblicher Erkenntnisbedarf besteht. Angesichts der Resultate zur Beschäftigungsentwicklung ist insbesondere zu klären, welche weiteren Ursachen räumlicher Wachstumszusammenhänge zu identifizieren sind und warum in dieser Hinsicht offenbar wesentliche Unterschiede zwischen der Produktivitäts- und Beschäftigungsentwicklung bestehen. Welcher Stellenwert ist kleinräumigen Dekonzentrationsprozessen und Nachfrageeffekten beizumessen? Darüber hinaus bleibt zu ermitteln, für welche Bereiche der Wirtschaft technologische Spill-Over-Effekte eine relevante Entwicklungsdeterminante darstellen und ob in diesem Zusammenhang Spezialisierungsmuster für benachbarte Regionen, d.h. auf bestimmte Branchen oder Technologien konzentrierte Spill-Over-Effekte zu beobachten sind.

LITERATUR

- Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht.
- Anselin, L., Rey, S. (1991): Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models, in: *Geographical Analysis*, 23, S. 112-131.
- Anselin, L., Florax, J. G. M. (1995): New Directions in Spatial Econometrics: Introduction, in: Anselin, L., Florax, J. G. M. (Hrsg.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin, S. 3-18.
- Anselin, L., Bera, A. K., (1996): *Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics*, Working Paper No. 96-0128, College of Commerce and Business Administration, University of Illinois.
- Anselin, L., Rey, S. (1997): Introduction to the Special Issue on Spatial Econometrics, in: *International Regional Science Review*, 20, S. 1-7.
- Anselin, L., Varga, A., Acs, Z. (1997): Local Geographic Spillovers between University Research and High Technology Innovations, in: *Journal of Urban Economics*, 42, S. 422-448.
- Audretsch, D. B., Feldman, M. P. (1993): *The Geography of Innovation and Production*, in: *The Location of Economic Activity. New Theories and Evidence*, Centre for Economic Policy Research, London, S. 235-279.
- Audretsch, D. B., Feldman, M. P. (1995): *Innovative Clusters and the Industry Life Cycle*, Discussion Paper FS IV 95-7, Wissenschaftszentrum Berlin.
- Bade, F.-J. (1987): *Regionale Beschäftigungsentwicklung und produktionsorientierte Dienstleistungen*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Sonderheft 143, Berlin.
- Bade, F.-J., Niebuhr, A. (1998): Zur Stabilität des räumlichen Strukturwandels, in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 19, S. 131-156.
- BfLR (1996): Neuabgrenzung der Raumordnungsregionen, in: *Mitteilungen und Informationen der BfLR*, 3/96, S. 4-5.
- Bode, E. (1998): *Lokale Wissensdiffusion und regionale Divergenz in Deutschland*, Tübingen.
- Bode, E. (1999): *Localized Knowledge Spillovers and Regional Employment Growth: Evidence from Germany*, Arbeitspapiere des Instituts für Weltwirtschaft, Nr. 938, Kiel.
- Bröcker, J. (1984): Räumliche Querschnittsregressionen mit potenzialisierten Variablen, *Seminarberichte der Gesellschaft für Regionalforschung*, Bd. 21, S. 55-99.

- Bröcker, J. (1989): Determinanten des regionalen Wachstums im sekundären und tertiären Sektor der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1982, Schriften des Instituts für Regionalforschung der Universität Kiel, München.
- Callsen, S., Hirschfeld M. (1998): Bevölkerungspotenziale für die Regionen der Bundesrepublik Deutschland. Raumwirtschaftstheoretische Überlegungen und empirische Befunde für Deutschland nach der Wiedervereinigung, Beiträge aus dem Institut für Regionalforschung der Universität Kiel, Nr. 25.
- Camagni, R., Cappellin, R. (1985): Structural Change and Productivity Growth in the European Regions, in: Institut for grænseregionsforskning Aabenraa, Institut für Regionalforschung Kiel (Hrsg.): Regional Research in an International Perspective, Florenz.
- Cliff, A. D., Ord, J. K. (1976): Räumliche Autokorrelation: Ein Überblick über bestehende und neue Maße mit Anwendungen, in: Schrader, W. F., Sauberer, M. (Hrsg.): Methoden der empirischen Raumforschung, Dortmunder Beiträge zur Raumplanung, Bd. 1, S. 47-92.
- Cuadrado-Roura, J. R., Mancho, T., Garrido, R. (1997): Regional Productivity Patterns in Europe: Does the Core-Periphery Dilemma exist?, Paper presented at the 1997 Congress of the European Regional Science Association, Rome.
- Dohse, D. (1998): Wissensdiffusion und regionales Wirtschaftswachstum, in: Seminarberichte der Gesellschaft für Regionalforschung, 40, S. 19-35.
- Flaig, G. (1995): Korreferat zu Agglomerationen und regionale Spillovereffekte von Dietmar Harhoff, in: Gahlen, B., Hesse, H., Ramser, H. J. (Hrsg.), Standort und Region – Neue Ansätze zur Regionalökonomik, Tübingen, S. 117-118.
- Hoppen, H.-D. (1979): Industrieller Strukturwandel, Berlin.
- Hordijk, L (1974): Spatial Correlation in the Disturbances of a Linear Interregional Model, in: Regional and Urban Economics, 4, S. 117-140.
- Krugman, P. (1991a): Geography and Trade, Cambridge.
- Krugman, P. (1991b): Increasing returns and economic geography, in: Journal of Political Economy, 99, S. 483-499.
- Krugman, P., Venables, A. J. (1995): Globalisation and the Inequality of Nations, in: The Quarterly Journal of Economics, 110, S. 857-879.
- Moran, P. A. P. (1950): Notes on Continuous Stochastic Phenomena, Biometrika, 3, S. 17-23.
- Nijkamp, P., Poot, J. (1998): Spatial Perspectives on New Theories of Economic Growth, in: The Annals of Regional Science, 32, S. 7-37.

- Peschel, K., Bröcker, J. (1990): Hypothesen und Fakten zur regionalen Entwicklung der Beschäftigung in der Bundesrepublik Deutschland 1970-1987, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 74, S. 71-97.
- Rey, S. J., Montouri, B. D. (1999): US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective, in: Regional Studies, 33, S. 143-156.
- Romer, P. M. (1990): Endogenous Technological Change, in: Journal of Political Economy, 98, S. S71-S102.
- Schalk, H. J., Untiedt, G. (1996): Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz. Empirische Befunde für die Arbeitsmarktreionen der Bundesrepublik Deutschland 1978-1989, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 215, S. 562-585.
- Schulze, P. M. (1995): Zur Messung räumlicher Autokorrelation, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 14/15, S. 57-78.
- Seitz, H. (1995): Konvergenz: Theoretische Aspekte und empirische Befunde für westdeutsche Regionen, in: Konjunkturpolitik, 41, S. 168-198.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (Hrsg. im Auftrag des Arbeitskreises "Erwerbstätigenrechnung des Bundes und der Länder"): Erwerbstätigenrechnung der Länder, Erwerbstätige in den kreisfreien Städten und Landkreisen in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1987, 1991 bis 1993, Heft 2.
- Stetzer, F. (1982): Specifying Weights in Spatial Forecasting Models: The Results of some Experiments, in: Environment and Planing A, 14, S. 571-584.
- Tetsch, F., Benterbusch, U., Letixerant, P. (1996): Die Bund-Länder-Gemeinschaftsaufgabe "Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur": Leitfaden zur regionalen Wirtschaftsförderung in Deutschland, Köln.

DATENMATERIAL

- Bade, F.-J. (1997a): Schätzung regionaler Erwerbstätigenzahlen, Dortmund.
- Bade, F.-J. (1997b): Schätzung regionaler Bruttowertschöpfungszahlen, Dortmund.
- Bade, F.-J. (1997c): Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach Funktionen und Qualifikation, Dortmund.
- Bröcker, J. (1989): Industrielles Alter in den Raumordnungsregionen der Bundesrepublik: Industriebeschäftigte, deren Angehörige und häusliche Angestellte je 1000 Einwohner 1882, Kiel.
- Callsen, S., Hirschfeld, M. (1997): Bevölkerungszahlen 1995 für die Raumordnungsregionen der Bundesrepublik und Europäische Staaten, Kiel.

ANHANG

Berechnung potenzialisierter Variablen

Die Konstruktion potenzialisierter Indikatoren wird im folgenden exemplarisch anhand der Berechnung eines Bevölkerungspotenzial dargestellt. Wird der mit zunehmender Distanz sinkende Einfluss anderer Gebiete durch eine Exponentialfunktion beschrieben, gilt für das Bevölkerungspotenzial der Region i :

$$BP_i = \left[bev_i \int_0^{c_i} 2 \cdot \mathbf{p} \cdot \mathcal{C} \exp(-\mathbf{b}_E \cdot c) d\mathcal{C} \right] + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^R BEV_j \cdot \exp(-\mathbf{b}_E \cdot d_{ij})$$
$$= \left[bev_i \cdot \mathbf{b}_E^2 \cdot 2\mathbf{p}(1 - \mathbf{b}_E \cdot c_i \exp(-\mathbf{b}_E \cdot c_i) - \exp(-\mathbf{b}_E \cdot c_i)) \right] + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^R BEV_j \exp(-\mathbf{b}_E \cdot d_{ij})$$

Der Potenzialwert für eine Region besteht aus einem Eigenpotenzial der Region, das dem Klammerausdruck entspricht, und dem kumulierten Einfluss der restlichen ($R-1$) Regionen. Während für die Bevölkerung BEV aller anderen Regionen unterstellt wird, sie sei an einem bestimmten Raumpunkt konzentriert, basiert das Eigenpotenzial auf einer gleichmäßigen Verteilung der Bevölkerung auf die annahmegemäß kreisförmige Fläche der Region F_i mit dem Regionsradius $c_i = (F_i / \mathbf{p})^{1/2}$. Die Bevölkerung der betrachteten Region ist mit der Bevölkerungsdichte $bev_i = BEV_i / F_i$ stetig über das kreisförmige Gebiet verteilt. Das Eigenpotenzial beschreibt die Erreichbarkeit von Einwohnern innerhalb der jeweiligen Region, die bei gegebener Bevölkerung mit zunehmender Fläche bzw. steigenden intraregionalen Entfernungen abnimmt. Ein gemäß der Exponentialfunktion abnehmender Einfluss bei zunehmender Distanz wird auch für die kumulierten Effekte anderer Regionen angenommen, wobei sich die Bevölkerung in diesem Fall auf einen Raumpunkt mit der Entfernung d_{ij} vom Zentrum der Region i konzentriert. Der Distanzparameter \mathbf{b}_E bringt zum Ausdruck, wie stark sich die Effekte mit zunehmender Entfernung verringern. (vgl. Bröcker 1989).

Die interregionalen Distanzen stimmen i.a. mit den Luftlinienentfernungen zwischen den Regionszentren überein. Zahlreiche Untersuchungen haben ergeben, dass die Luftlinienentfernung eine adäquate Approximation der interregionalen Distanzen darstellt. Eingang in die Bevölkerungspotenziale findet auch das benachbarte Ausland. Falls die Überschreitung der Landesgrenze mit einer Wasserüberquerung verbunden ist, wird zur Luftlinienentfernung ein Aufschlag addiert, der die höhere Fahrtdauer der Fährverbindungen gegenüber dem Straßenverkehr zum Ausdruck bringt. Das Regionszentrum ist in der Regel das Oberzentrum der Raumordnungsregion oder die Stadt mit der größten

Einwohnerzahl. Bei Regionen mit mehreren etwa, gleich großen Städten wird als Zentrum der Mittelpunkt der entsprechenden Koordinaten gewählt.

Der Zusammenhang zwischen Distanz und Stärke des interregionalen Effekts kann auch durch eine Potenzfunktion abgebildet werden. Im Rahmen der Potenzialberechnung ist der Exponentialfunktion aber der Vorzug zu geben, da die Potenzfunktion mit abnehmender Distanz gegen den Wert Unendlich strebt. Für die Berechnung der Eigenpotenziale sind in diesem Fall positive intraregionale Entfernungen erforderlich, die einen erheblichen Einfluss auf die Gewichtung zwischen Eigenpotenzial und kumulativem Effekt der anderen Regionen ausüben. Da die Festlegung der Distanzen einer gewissen Willkür unterliegt, ist die Exponentialfunktion für die Potenzialberechnung vorzuziehen (vgl. *Bröcker* 1984).