

Regionale Entwicklung mit und ohne räumliche Spillover-Effekte*

Hans-Friedrich Eckey · Reinhold Kosfeld · Matthias Türck

Accepted: 14 March 2006 / Published online: 30 August 2006
© Physica-Verlag 2006

Zusammenfassung Der wirtschaftliche Entwicklungsstand von Regionen hängt nicht nur von ihrer eigenen Leistungsfähigkeit ab, sondern aufgrund räumlicher Überschwappeffekte auch von jener angrenzender Wirtschaftsräume. Positive Spillovers (Lieferverflechtungen, Nutzung der Infrastruktur in Nachbarregionen u. ä.) und negative Spillovers (z. B. Umwelteffekte) begründen eine wechselseitige Beeinflussung des Entwicklungsstands von Wirtschaftsräumen. Die räumlich-ökonomische Analyse erlaubt eine Simulation von ökonomischen Größen mit und ohne Effekte angrenzender Gebiete. Hier sei die Arbeitsproduktivität betrachtet, die als Indikator für die Leistungsfähigkeit von Wirtschaftsräumen steht. Mit Hilfe von Produktionsfaktoren sowie räumlichen Komponenten, die die Nachbarschaftseffekte wiedergeben, wird ein erheblicher Varianzanteil der Arbeitsproduktivität erklärt. Insbesondere süddeutsche Metropolen beeinflussen in hohem Maße die Arbeitsproduktivität im Umland. Die Eigen- und Nachbarschaftseffekte sind jedoch in Ostdeutschland generell gering ausgeprägt. Somit kann dort ein Wachstumsimpuls auch nicht aus angrenzenden Regionen kommen.

* Wir danken den beiden anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise.

H.-F. Eckey (✉) · M. Türck
Universität Kassel, Nora-Platiel-Str. 4, 34109 Kassel, Deutschland
e-mail: eckey@wirtschaft.uni-kassel.de

M. Türck
e-mail: tuerck@wirtschaft.uni-kassel.de

R. Kosfeld
Universität Kassel, Nora-Platiel-Str. 5, 34109 Kassel, Deutschland

R. Kosfeld
e-mail: rkosfeld@wirtschaft.uni-kassel.de

Schlüsselwörter Regionale Produktionsfunktion · räumliche Ökonometrie · räumliche Filterung

JEL Klassifikationen C21, R11, R58

Abstract The development state of regions does not only depend on the own efficiency, but also on spatial spillovers. Positive (backward linkages, use of the infrastructure in neighbouring economic areas etc.) and negative (e. g. environmental effects) spillovers give reason for mutual economic interactions between regions. The spatial econometric analysis allows for a simulation of the labour efficiency with and without spillovers. The production factors and the spatial effects from neighbouring regions explain a high proportion of variation in labour productivity. Especially southern German metropolitan areas are influencing the labour efficiency in surrounding regions. However, in East Germany own and neighbouring effects are only insignificantly marked. Thus growth impulses cannot arise there from surrounding regions.

Keywords Regional production function · Spatial econometrics · Spatial filtering

1 Problemstellung

Die Regionalpolitik in Deutschland ist durch einen „Paradigmenwechsel“ (Benzler/Wink 2004: 253) hin zu einem „Regional governance“ (Fürst 2001) gekennzeichnet.¹ Dieses Umdenken zeigt sich insbesondere in der Wirtschaftsförderung. Während diese in den siebziger und achtziger Jahren durch Förderprogramme von Bund und Ländern auf einen regionalen Ausgleich von Verwaltungseinheiten ausgerichtet war (Irmen/Strubelt 1998), beziehen sich neuere EU-Förderprogramme, beispielsweise EUREGIOS und INTERREG, und diverse Aktivitäten der Bundesregierung – INNOREGIO, BIOREGIO, EXIST etc. – auf regionale Netzwerke (Dohse 2001 und Rosenfeld 2005).

Trotz der Dominanz der Wirtschaftsförderung in der öffentlichen Diskussion gibt es auch vielfältige andere Maßnahmen, die den Aufbau von Netzwerken fördern sollen. Die meisten dieser Programme werden von den Kommunen organisiert. Hierbei handelt es sich um Existenzgründerzentren, die Durchführung von Konferenzen mit Entscheidungsträgern aus Politik und Wirtschaft etc. (vgl. z. B. Gualini 2000, Liefner 2004 und Pommeranz 2000). Von Ökonomen wird jüngst vorgeschlagen, die Regionalpolitik auf Basis räumlicher Einheiten zu koordinieren, die Spillover-Effekte zwischen Regionen widerspiegeln (vgl. Döring 2005: 104 und Eckey/Türck 2005).

In einem kürzlich erschienenen Aufsatz hat Rosenfeld ein Forschungsdefizit in Bezug auf die „Wachstumseffekte der verschiedenen regionalpolitischen Instrumente“ (2005: 255) festgestellt. Eine Regionalpolitik, die über die Grenzen von funktio-

¹ Teilweise wird bezweifelt, ob diese Regionalpolitik „etwas substantiell Neues“ (Kilper 2005: 53) beinhaltet.

nalen Räumen hinausgeht, ist nur dann sinnvoll, wenn die Wirtschaftskraft deutlich von angrenzenden Regionen beeinflusst wird. Zahlreiche Studien belegen zwar Spillover-Effekte zwischen deutschen Funktionalregionen (vgl. beispielsweise Bode 2004, Eckey/Kosfeld/Türck 2005, Kosfeld/Eckey/Dreger 2005, Keilbach 2000, Niebuhr 2000), offen bleibt dabei die Frage, wie deutsche Arbeitsmarktregionen eigentlich ohne die Effekte von angrenzenden Regionen ökonomisch dastehen würden. Ziel der Untersuchung ist eine solche Simulation unter Verwendung der Arbeitsproduktivität.

Hierzu gehen wir in Abschnitt 2 von einer regionalen Produktionsfunktion aus, die die Grundlage der empirischen Untersuchung darstellt. Gegenstand des dritten Abschnitts ist die Erläuterung der Datenbasis und der methodischen Grundlagen für die empirische Untersuchung. Speziell wird auf die Schätzung räumlicher Regressionsmodelle und die räumliche Filterung eingegangen. Mit den genannten Methoden lässt sich die Arbeitsproduktivität in deutschen Arbeitsmarktregionen unter Ausschaltung von Nachbarschaftseffekten simulieren. Als Resümee erfolgen eine Zusammenfassung und ein Verweis auf offene Forschungsfragen.

2 Regionale Produktionsfunktion

Zum einen ist die Produktion durch den Einsatz der Produktionsfaktoren in der gleichen Region bedingt. In Anlehnung an die endogene Wachstumstheorie wird neben dem Kapital K und der einfachen Arbeit L auch das Humankapital H (Lucas 1988, Grossmann/Helpman 1989) und das technische Wissen P (Romer 1986, Romer 1990) verwendet. Wie kann aber das technische Wissen operationalisiert werden?

In der Literatur wird zwischen „Articulated Knowledge“ und „Tacit Knowledge“ unterschieden (Senker/Faulkner 1996: 76–77, Genosko 1999: 37–38 und Breschi/Lissoni 2001: 256–262). Während sich das artikulierbare Wissen beispielsweise in schriftlicher Form übermitteln lässt, wird das „Tacit Knowledge“ vor allem durch persönliche Kontakte weitergegeben. Wir verwenden die Anzahl der Patente P als Proxyvariable für beide Wissensarten. Unterstellt wird, dass in Regionen mit einer überdurchschnittlichen Anzahl an Patenten tendenziell auch ein über dem Mittel liegendes artikulierbares Wissen in Form von Zeitschriftenartikeln, fernmündlichen Kontakten und „Tacit Knowledge“ beispielsweise über Konferenzen vorhanden ist (Eckey/Kosfeld/Türck 2005, Jaffe/Trajtenberg/Henderson 1993, Maurseth/Verspagen 2002). Man erhält damit folgende Produktionsfunktion vom Typ Cobb-Douglas für den Output, der durch die genannten Produktionsfaktoren der eigenen Region E bedingt ist:

$$Y_E = \alpha_E \cdot K^{\beta_K} \cdot L^{\beta_L} \cdot H^{\beta_H} \cdot P^{\beta_P}. \quad (1)$$

Wir stellen jedoch auf eine Pro-Kopf-Produktionsfunktion ab, um Regionen in ihrer wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit unter Verwendung der abhängigen Variablen besser vergleichen zu können (vgl. hierzu Mankiw/Romer/Weil 1992 und Kosfeld/Eckey/Dreger 2005). Die Produktionsfunktion (1) wird deshalb auf die einfache

Arbeit bezogen:

$$\left(\frac{Y}{L}\right)_E = \alpha_E \cdot K^{\beta_K} \cdot L^{\beta_L-1} \cdot H^{\beta_H} \cdot P^{\beta_P}. \quad (2)$$

Diese Funktion kann durch Logarithmierung linearisiert werden:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_E = \alpha_E + \beta_K \cdot \ln K + (\beta_L - 1) \cdot \ln L + \beta_H \cdot \ln H + \beta_P \cdot \ln P. \quad (3)$$

Zum anderen ist eine Region allerdings selbst dann, wenn es sich um eine funktionale räumliche Einheit handelt, nicht vollständig von angrenzenden Regionen abgeschlossen. Regionen beeinflussen sich gegenseitig in ihrer wirtschaftlichen Entwicklung durch Spillover-Effekte. Hierbei handelt es sich vor allem um positive Externalitäten, die zum einen zwischen Unternehmen gleicher Branchen beispielsweise durch Lieferantenbeziehungen (MAR-Externalitäten) (Marshall 1920, 1999, Arrow 1962, Romer 1986 und Stough 1998) sowie unterschiedlicher Branchen (Jacobs-Externalitäten) in Form von Urbanisierungsvorteilen (Jacobs 1969) hervorgerufen werden können.

Die Spezifikation dieser Spillover-Effekte in der Produktionsfunktion ist aus zwei Gründen nicht ohne erhebliche Vereinfachungen möglich. Die Effekte von MAR- und Jacobs-Externalitäten sind schwierig zu quantifizieren (Maré 2003: 7, Manski 2000). Welche Variablen messen also die unentgeltlich zur Verfügung gestellten Einflüsse auf die Produktion von Unternehmen unterschiedlicher Regionen? Zum anderen muss nach der Auswahl der Variablen überlegt werden, auf welche Weise ein Effekt von Nachbarregionen einbezogen werden soll. Der häufig verwendete Spatial-Lag, der als Durchschnitt in den Nachbarregionen zu interpretieren ist, kann die genannten Externalitäten nur unzureichend erfassen.

Wir wählen deshalb eine andere Vorgehensweise. Theoretische Ansätze aus der Netzwerkökonomie und empirische Studien zeigen, dass Spillover-Effekte mit zunehmender Entfernung stark abnehmen (vgl. Audretsch/Feldman 2004, Bretschger 1999: 252, Fritsch 2004: 831–832 und Koschatzky 2001: 147–148). Wir geben die mit Hilfe der Raumstruktur benachbarter Regionen berechneten Spillovers modell-exogen vor. Einbezogen werden p räumliche Komponenten E_ℓ , die durch eine Linearkombination miteinander verknüpft sind:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y}{L}\right) &= \alpha + \beta_K \cdot \ln K + (\beta_L - 1) \cdot \ln L + \beta_H \cdot \ln H + \beta_P \cdot \ln P + \gamma_1 \cdot \ln E_1 \\ &+ \gamma_2 \cdot \ln E_2 + \dots + \gamma_p \cdot \ln E_p. \end{aligned} \quad (4)$$

3 Datengrundlage, Regressionsmodell und räumliche Filterung

3.1 Datengrundlage

Als räumliche Untersuchungseinheiten verwenden wir 180 Arbeitsmarktregionen, die aufgrund von Pendlerverflechtungen abgegrenzt wurden (Eckey/Horn/Klemmer 1990, Eckey 2001). Diese setzen sich aus durchschnittlich 2,4 Kreisen zusammen.

Die von der amtlichen Statistik ausgewiesenen Kreisdaten können somit für die Arbeitsmarktregionen aggregiert werden. Die funktionalen Arbeitsmarktregionen spiegeln die wirtschaftlichen Aktivitäten im Raum wider und stellen relativ eigenständige wirtschaftliche Teilräume dar.

Kreisdaten zerschneiden damit funktionale Arbeitsmarktregionen, wodurch räumliche Abhängigkeiten entstehen, die sich beispielsweise auf Pendlerströme zurückführen lassen. Diese Effekte sind nicht als Spillovers zu interpretieren (Keilbach 2000: 120–121 und Döring 2005: 100). Dieses Problem wird durch Suburbanisierungstendenzen in den letzten Jahren verstärkt (Kühn 2001, Kaltenbrunner 2003, Motzkus 2001: 196–197 und Schönert 2003). Deshalb werden bei räumlich-ökonomischen Untersuchungen meistens Funktionalregionen verwendet (vgl. beispielsweise Kosfeld/Lauridsen 2004, Niebuhr 2000, Eckey/Kosfeld 2005, Funke/Niebuhr 2005a, Bode 2004, Roos 2005, Funke/Niebuhr 2005b und Eckey/Kosfeld/Türk 2005), soweit eine solche Abgrenzung vorliegt.²

Tabelle 1 Verwendete Variablen

Variable	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum
BWS (Y) (in Mio. €)	10.717,417	17.233,759	1.086,000	108.256,000
Dummy (D) (1 = West)	0,739	0,440	0	1
Patente (P)	224,303	428,796	4,300	3.510,400
Arbeit (L) (in 1.000)	136,748	186,888	22,441	1.204,286
Kapital (K) (in Mio. €)	10.372,495	15.028,154	1.052,200	95.159,000
Humankapital (H) (in 1.000)	17,841	31,522	1,648	218,914

Der Output einer Region wird über die Bruttowertschöpfung erfasst, die der CD „Statistik Regional 2003“ (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2003) entnommen wurde. Die Anzahl der Patente basiert auf Angaben im Patentatlas (Greif/Schmiedl 2002). Die Ost-West-Dummy-Variable wird zur Kontrolle der immer noch bestehenden Ost-West-Unterschiede aufgenommen (vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2005 sowie zu den Gründen Smolny 2003a, Smolny 2003b und Biewen 2005). Der Faktor Arbeit umfasst die Erwerbstätigen, die nicht zum Humankapital gezählt werden.

Das Humankapital und das physische Kapital werden durch speziell berechnete Schätzer erfasst. Das Humankapital enthält zusätzlich zu den von der offiziellen Regionalstatistik ausgewiesenen sozialversicherungspflichtig Angestellten mit Fachhochschul- und Hochschulabschluss (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2003) die bei den Gebietskörperschaften und Sozialversicherungshaushalten beschäftigten Beamten mit einem vergleichbaren Abschluss.³ Da die amtliche Statistik keinen regionalen Kapitalstock für Deutschland ausweist, wurde hier

² Für räumliche Untersuchungen auf EU-Ebene greift man beispielsweise auf die NUTS-Verwaltungseinheiten zurück, weil keine entsprechende funktionale Abgrenzung vorhanden ist (vgl. beispielsweise Fingleton 2003, Bräuninger/Niebuhr 2005, Le Gallo/Erthur/Baumont 2003, Badinger/Müller/Tondl 2004, Corrado/Martin/Weeks 2005 und Fischer/Stirböck 2004).

³ Siehe hierzu Kosfeld/Eckey/Dreger (2005), die diesen Humankapitalindikator erstmals verwenden. Die Informationen über die Laufbahngruppen der Beamten stammen von den Statistischen Landesämtern.

eine eigene Schätzung in Anlehnung an die Shift-Analyse durchgeführt (siehe Anhang a). Alle verwendeten Daten beziehen sich auf das Jahr 2000, weil nur für dieses Jahr die Indikatoren für das Humankapital und das physische Kapital vorliegen.

3.2 Räumliche Autokorrelation und Filterung

Zur Erfassung der Effekte von Nachbarregionen wird in der räumlichen Ökonometrie eine Nachbarschaftsmatrix \mathbf{W}^* herangezogen. Im einfachsten Fall wird diese in binärer Form definiert. Die symmetrische Matrix \mathbf{W}^* weist dann für benachbarte Regionen Einsen auf (Schulze 1993/94: 60–61):

$$w_{ij}^* = \begin{cases} 1, & \text{falls } i \text{ und } j \text{ eine gemeinsame Grenze haben und } i \neq j \text{ ist} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (5)$$

In der Regel wird die originäre Gewichtungsmatrix \mathbf{W}^* jedoch standardisiert, so dass die Zeilensummen eins ergeben. Die standardisierte Gewichtungsmatrix \mathbf{W} mit den Elementen w_{ij} (Anselin 1988: 23),

$$w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_{j=1}^n w_{ij}^*}, \quad (6)$$

wird aus methodischen Gründen verwendet.⁵ Das Vorliegen räumlicher Autokorrelation lässt sich mit dem Moran-Koeffizienten messen. Bei räumlicher Autokorrelation sind die Regressionskoeffizienten des mit der OLS-Methode geschätzten Regressionsmodells verzerrt oder die Signifikanztests verlieren ihre Gültigkeit. Das Vorliegen von räumlicher Autokorrelation lässt sich mit dem Moran-Koeffizienten für die Residuen $\hat{\mathbf{u}}$,

$$I = \frac{\hat{\mathbf{u}}' \cdot \mathbf{W} \cdot \hat{\mathbf{u}}}{\hat{\mathbf{u}}' \cdot \hat{\mathbf{u}}}, \quad (7)$$

(Cliff/Ord 1981: 66–69, Upton/Fingleton 1985: 337–338) unter Verwendung eines von Cliff und Ord (1973: 87–104) entwickelten Signifikanztests überprüfen. Wird eine räumliche Autokorrelation diagnostiziert, dann ist die Einbeziehung von räumlichen Effekten in Form von Eigenvektoren sinnvoll. Diese räumlichen Komponenten bilden die Spillover-Effekte ab.

Wie können diese räumlichen Komponenten berechnet werden? Die Beobachtungswerte der abhängigen Variablen der Regressionsgleichung

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right)_i = \alpha + \beta_D \cdot \ln D_i + \beta_K \cdot \ln K_i + (\beta_L - 1) \cdot \ln L_i \\ + \beta_H \cdot \ln H_i + \beta_P \cdot \ln P_i + U_i \quad (8)$$

⁴ Die verwendete Methode der räumlichen Filterung basiert auf einer binären Gewichtungsmatrix (Getis/Griffith 2002: 132).

⁵ So ist z. B. auf der Basis der Gewichtungsmatrix \mathbf{W}^* nicht gewährleistet, dass Moran's I im Intervall $[-1; 1]$ liegt (siehe Ord 1975 und Griffith 1996).

sind in dem $n \times 1$ -Vektor \mathbf{y} angeordnet, während der Mittelwertvektor $\bar{\mathbf{y}}$ die arithmetischen Mittelwerte von \mathbf{y} enthält. U_i bezeichnet dabei die Störvariable. Im Zähler von Moran's I steht die Summe der Abweichungen multipliziert mit den mittleren gewichteten Abweichungen in den Nachbarregionen:

$$(\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})' \cdot \mathbf{W} \cdot (\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}}) = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}) \cdot \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot (y_j - \bar{y}). \quad (9)$$

Bezogen wird dieser Term auf das Skalarprodukt der Abweichungen:

$$I = \frac{(\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})' \cdot \mathbf{W} \cdot (\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})}{(\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})' \cdot (\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})}. \quad (10)$$

Alternativ kann der Moran-Koeffizient unter Verwendung einer Matrix \mathbf{C} ,

$$\mathbf{C} = (\mathbf{I} - \mathbf{1} \cdot \mathbf{1}'/n) \cdot \mathbf{W} \cdot (\mathbf{I} - \mathbf{1} \cdot \mathbf{1}'/n), \quad (11)$$

berechnet werden (Griffith 2000: 145), wobei \mathbf{I} die $n \times n$ Einheitsmatrix und $\mathbf{1}$ den $n \times 1$ -Einsvektor darstellen:

$$I = \frac{\mathbf{y}' \cdot \mathbf{C} \cdot \mathbf{y}}{(\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})' \cdot (\mathbf{y} - \bar{\mathbf{y}})}. \quad (12)$$

Die Eigenvektoren von \mathbf{C} weisen die räumlichen Effekte aus. Der erste Eigenvektor enthält dabei die räumliche Komponente, die bei gegebener Gewichtungsmatrix \mathbf{W} den höchsten Morankoeffizienten liefert. Der zweite Eigenvektor gibt die Werte wieder, die bei näherungsweise unkorreliertheit mit dem ersten Eigenvektor zum maximalen Moran's I führen.⁶ Entsprechend sind die übrigen Eigenvektoren zu interpretieren (Getis/Griffith 2002: 133).

Eine Filterung wird durch Regressieren von \mathbf{y} auf die Eigenvektoren vorgenommen. Aufgrund fehlender Freiheitsgrade können aber nicht alle Eigenvektoren verwendet werden (Griffith 2003: 107–109). Eine erste Auswahl besteht darin, dass die Moran-Koeffizienten nach Formel (10) für die Eigenvektoren berechnet werden. Diese lassen sich in Beziehung zu dem maximalen Moran-Koeffizienten setzen. Nach einem Vorschlag von Griffith (2003: 107) sollten Eigenvektoren mit substantieller räumlicher Autokorrelation anhand der Ungleichung

$$\frac{I}{I_{\max}} > 0,25 \quad (13)$$

identifiziert werden. Im zweiten Schritt bietet sich eine schrittweise Regression an, bei der die Eigenvektoren nach Höhe des Erklärungsgehalts sukzessive in das Modell aufgenommen werden. Eigenvektoren, die ihren substantiellen Erklärungseinfluss aufgrund der Aufnahme weiterer Eigenvektoren verlieren, können aus dem Modell auch wieder ausgeschlossen werden, wobei der p -Wert für den Variablenausschluss i. d. R. höher angesetzt wird als der p -Wert für die Aufnahme.

⁶ Die Eigenvektoren sind bei Verwendung der Gewichtungsmatrix \mathbf{W}^* exakt unkorreliert. Bei Hinzuziehung von \mathbf{W} gilt diese Aussage im Allgemeinen nur näherungsweise.

Bezeichnet p die Anzahl der substantiellen Eigenvektoren \mathbf{e}_ℓ und \mathbf{x}_k die k -te berücksichtigte exogene Variable, so kann das folgende Regressionsmodell mit der OLS-Methode geschätzt werden:

$$\mathbf{y} = \alpha + \beta_D \cdot \mathbf{x}_D + \sum_{k=1}^4 \beta_k \cdot \ln \mathbf{x}_k + \sum_{\ell=1}^p \gamma_\ell \cdot \mathbf{e}_\ell + \mathbf{u} \quad (14)$$

mit

- \mathbf{x}_D : Ost/West-Dummy
- \mathbf{x}_1 : Kapital
- \mathbf{x}_2 : einfache Arbeit
- \mathbf{x}_3 : Humankapital
- \mathbf{x}_4 : Patente
- \mathbf{e}_ℓ : substantielle Eigenvektoren.

Die Variable \mathbf{y} im Modell (14) lässt sich dann in zwei Bestandteile zerlegen. Sie enthält zum einen die Regressionswerte, die sich aus einer nicht-räumlichen Komponente als Linearkombination der exogenen Variablen (einschließlich Scheinvariable und Ost/West-Dummy) und eine räumliche Komponente als Linearkombination der substantiellen Eigenvektoren zur Messung der Spillover-Effekte zusammensetzt:

$$\hat{\mathbf{y}} = \underbrace{\hat{\alpha} + \hat{\beta}_D \cdot D + \sum_{k=1}^4 \hat{\beta}_k \cdot \ln \mathbf{x}_k}_{\text{nicht räumliche systematische Komponente}} + \underbrace{\sum_{\ell=1}^p \hat{\gamma}_\ell \cdot \mathbf{e}_\ell}_{\text{räumliche Komponente}} \quad (15)$$

Der Restterm $\hat{\mathbf{u}}$,

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}}, \quad (16)$$

enthält demnach nur noch vernachlässigbare zufällige Effekte.

4 Empirische Untersuchung

4.1 Berechnung der Eigenvektoren

Wie lässt sich die räumliche Komponente berechnen? Ihre Grundlage bilden die Eigenvektoren, die aus der Matrix \mathbf{C} für die 180 Arbeitsmarktregionen extrahiert werden. Der erste Eigenvektor (I_{\max} zugeordnet) weist ein Moran's I in Höhe von 0,988 auf.⁷ Insgesamt erfüllen 50 Eigenvektoren die Relation (13). Die Moran-Koeffizienten dieser Eigenvektoren sind in Abbildung 1 grafisch dargestellt.

⁷ Eine grafische Darstellung der ersten beiden Eigenvektoren befindet sich im Anhang.

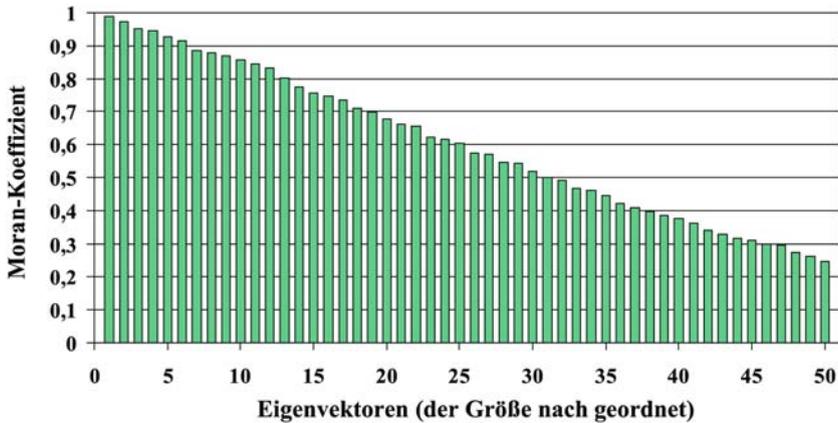


Abb. 1 Eigenvektoren mit substantieller räumlicher Autokorrelation

Diese 50 Eigenvektoren werden zur räumlichen Filterung eingesetzt. Diejenigen von ihnen, die den größten partiellen Erklärungsbeitrag für den logarithmierten Output liefern, stellen die räumlichen Komponenten in der Pro-Kopf-Produktionsfunktion (14) dar.

4.2 Schätzung der Produktionsfunktion

Zuerst wird die Produktionsfunktion ohne Nachbarschaftseffekte geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Der Determinationskoeffizient zeigt an, dass 92 Prozent der Varianz von der logarithmierten Arbeitsproduktivität durch die unabhängigen Variablen erklärt wird. Der *F*-Test weist ebenfalls ein signifikantes Ergebnis aus. Alle unabhängigen Variablen sind signifikant.

Tabelle 2 OLS-Regression für die Produktionsfunktion ohne räumliche Komponente

Unabhängige Variable	Regressionskoeffizient	<i>t</i> -Wert	<i>p</i> -Wert
Konstante	3,301	25,525	0,000
Ost-/West-Dummy	0,330	18,714	0,000
Logarithmiertes physisches Kapital	0,239	8,784	0,000
Logarithmierte Arbeit	-0,416	-12,722	0,000
Logarithmiertes Humankapital	0,175	9,758	0,000
Logarithmierte Patente	0,018	2,252	0,026
Gesamtes Modell	Moran's <i>I</i> (error) = 0,148**; $R^2 = 0,919$; $F = 404,726^{**}$		

Anmerkungen:

p-Wert: zweiseitige Überschreitungswahrscheinlichkeit; R^2 = Determinationskoeffizient; *F*: empirischer *F*-Wert; **: signifikant auf einem Niveau von 0,01

In Westdeutschland ist die logarithmierte Arbeitsproduktivität unter Kontrolle des unterschiedlichen Einsatzes der Produktionsfaktoren durchschnittlich um 0,33 Einheiten höher als in Ostdeutschland. Die Regressionskoeffizienten der Produktionsfaktoren sind als Elastizitäten interpretierbar. Erhöht sich das physische Kapital in einer Region bei Konstanthaltung der übrigen Produktionsfaktoren um ein Prozent,

dann steigt der Output durchschnittlich um 0,239 Prozent. Für den Produktionsfaktor Arbeit gilt aufgrund von Gleichung (8) folgende Beziehung:

$$\beta_L - 1 = -0,416, \quad (17)$$

so dass sich eine Elastizität für die einfache Arbeit von 0,584 ergibt. Hier bewirkt eine Ausweitung des Produktionsfaktors um ein Prozent eine um 0,584 Prozent höhere Arbeitsproduktivität. Im Vergleich zur einfachen Arbeit ist in Regionen deutlich weniger Humankapital verfügbar. Entsprechend führt eine Erhöhung um ein Prozent hier auch nur zu einer Steigerung der Arbeitsproduktivität um 0,175 Prozent. Der Effekt bei den Patenten ist nur etwa ein Zehntel so stark. In dem Modell sind steigende Skalenerträge vorhanden, weil die Produktionselastizitäten aufaddiert eins signifikant übersteigen, wie der Wald-Test auf Parameterrestriktionen zeigt ($\chi_1^2 = 6,709$; $p < 0,01$).⁸

Die Residuen dieser Regressionsanalyse werden herangezogen, um das Modell auf räumliche Autokorrelation zu testen. Der Moran-Koeffizient [vgl. Formel (7)] zeigt eine positive Autokorrelation an, die hochsignifikant ist. Somit sind die Regressionskoeffizienten inkonsistent und/oder die Signifikanztests nicht aussagekräftig. Dieser Test rechtfertigt die Einbeziehung einer räumlichen Komponente.

Diese räumliche Komponente wird über die Eigenvektoren abgebildet. Speziell werden die Dummy-Variable sowie die Produktionsfaktoren in das Regressionsmodell im ersten Schritt einbezogen und sukzessive wird geprüft, ob ein Eigenvektor separat einen substantiellen zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefert. Nach jedem Einschluss wird aber auch geprüft, ob jeder Eigenvektor zumindest noch einen schwach signifikanten separaten Erklärungsbeitrag aufweist.⁹

Durch die Einbeziehung der räumlichen Komponente in Form der Eigenvektoren verliert der Moran-Koeffizient seine Signifikanz (vgl. Tabelle 3). Das gesamte Modell liefert einen Erklärungsgehalt von annähernd 94 Prozent und ist damit hochsignifikant. Die Elastizitäten des Kapitals und des Humankapitals haben sich gegenüber dem vorherigen Modell nur geringfügig verändert, während die Produktionselastizität der einfachen Arbeit deutlich angestiegen ist. Erhöht sich der Einsatz der einfachen Arbeit um ein Prozent bei Konstanzhaltung der übrigen unabhängigen Variablen, dann steigt die Bruttowertschöpfung durchschnittlich um 0,613 Prozent.

Während der Einfluss der Patente im Vergleich zu den übrigen Produktionsfaktoren im Modell ohne räumliche Effekte relativ schwach ausgeprägt war (vgl. Tabelle 2), ist bei Berücksichtigung der Eigenvektoren keine Signifikanz mehr gegeben. Die räumliche Komponente wird durch fünf Eigenvektoren „eingefangen“. Diese geben die Effekte von Nachbarregionen, also die nicht näher spezifizierten Spillovers, wieder. Mit dem Wald-Test wird die Nullhypothese konstanter Skalenerträge wiederum verworfen ($\chi_1^2 = 12,142$; $p < 0,01$).

Die in Tabelle 3 wiedergegebenen t -Werte lassen einen Vergleich der Einzeleinflüsse zu. Die Produktionsfaktoren mit Ausnahme der Patente determinieren die Arbeitsproduktivität stärker als die räumliche Komponente, weil wir regionale Ar-

⁸ Bei konstanten Skalenerträgen könnte eine restringierte Schätzung durchgeführt werden.

⁹ Als Einschlusswahrscheinlichkeit wird ein p -Wert von 0,05 verwendet. Variablen werden ausgeschlossen, wenn ihr p -Wert 0,10 übersteigt.

Tabelle 3 OLS-Regression für die Produktionsfunktion mit räumlicher Komponente

Unabhängige Variable ¹⁰	Regressionskoeffizient	t-Wert	p-Wert
Konstante	3,335	27,751	0,000
Ost/West-Dummy	0,318	19,125	0,000
Logarithmiertes physisches Kapital	0,227	8,844	0,000
Logarithmierte Arbeit	-0,387	-12,640	0,000
Logarithmiertes Humankapital	0,172	10,043	0,000
Logarithmierte Patente	0,009	0,946	0,345
Eigenvektor 15	0,180	3,260	0,001
Eigenvektor 5	0,159	2,758	0,006
Eigenvektor 1	-0,228	-2,778	0,006
Eigenvektor 41	-0,148	-2,716	0,007
Eigenvektor 16	0,129	2,359	0,019
Gesamtes Modell	Moran's $I(\text{error}) = 0,002$; $R^2 = 0,936$; $F = 245,522^{**}$		

Anmerkungen:

p -Wert: zweiseitige Überschreitungswahrscheinlichkeit; R^2 = Determinationskoeffizient; F : empirischer F -Wert; **: signifikant auf einem Niveau von 0,01; *: signifikant auf einem Niveau von 0,05; (*): signifikant auf einem Niveau von 0,10

beitsmärkte verwenden, die relativ eigenständige wirtschaftliche Teilräume darstellen. Trotzdem gibt es Einflüsse von Nachbarregionen, die einen signifikanten Effekt auf den Output ausüben. Zu vermuten ist, dass zumindest ein Teil dieser interregionalen Einflüsse auf das Wissen zurückgeht; schließlich erweist sich diese Variable nach Berücksichtigung der Eigenvektoren als nicht mehr signifikant.

4.3 Simulation des regionalen Outputs

Die Arbeitsproduktivität lässt sich in der in Abschnitt 3.2 dargestellten Weise in die Auswirkungen von der eigenen Region (nicht-räumliche systematische Komponente), die Nachbarschaftseinflüsse sowie unsystematische und zufällige Effekte (= Residuen) zerlegen. Die Arbeitsproduktivität der Region i , die sich ohne Nachbarschaftseffekte ausschließlich unter Einsatz der Produktionsfaktoren in derselben Region ergeben würde, erhält man unter Verwendung der geschätzten Regressionskoeffizienten (vgl. Tabelle 3):

$$\hat{y}_i^E = 3,335 + 0,318 \cdot D_i + 0,227 \cdot \ln K_i - 0,387 \cdot \ln L_i + 0,172 \cdot \ln H_i + 0,009 \cdot \ln P_i . \quad (18)$$

Entsprechend lässt sich die räumliche Komponente, also die Arbeitsproduktivität, die durch Spillover-Effekte bedingt ist, berechnen:

$$\hat{y}_i^R = 0,180 \cdot E_{15,i} + 0,159 \cdot E_{5,i} - 0,228 \cdot E_{1,i} - 0,148 \cdot E_{41,i} + 0,129 \cdot E_{16,i} . \quad (19)$$

Da die Eigenvektoren und die Residuen einen Mittelwert von null aufweisen, besitzt die nicht-räumliche systematische Komponente den Mittelwert der Brutto-

¹⁰ Die Eigenvektoren sind entsprechend ihrer Rangfolge bei den Moran-Koeffizienten durchnummeriert (vgl. Abbildung 1).

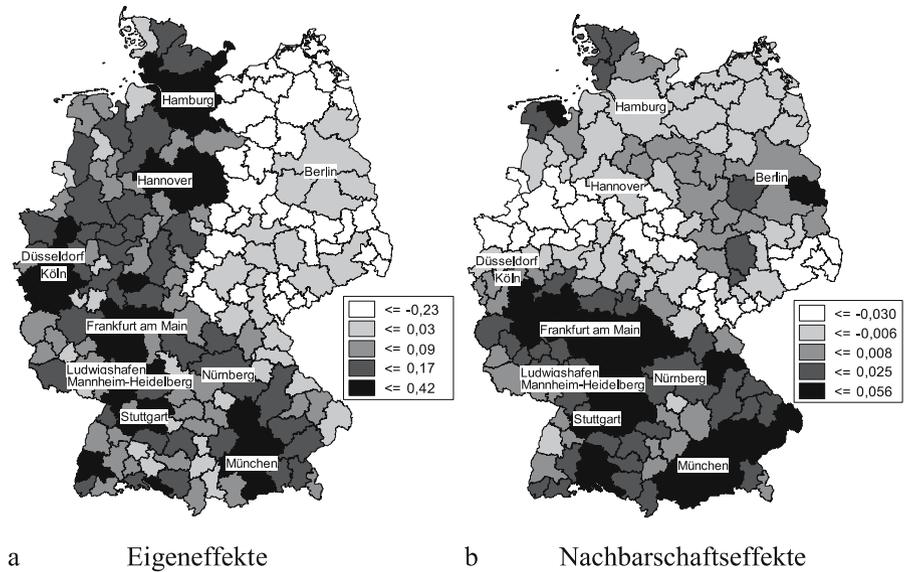


Abb. 2 Grafische Darstellung der Eigen- und Nachbarschaftseffekte

wertschöpfung. Durch Subtraktion des arithmetischen Mittels der abhängigen Variablen erhält man folgende Beziehung:

$$\underbrace{y_i - \bar{y}}_{\text{Gesamteffekt}} = \underbrace{\hat{y}_i^E - \bar{y}}_{\text{Effekt der eigenen Region}} + \underbrace{\hat{y}_i^R}_{\text{Effekt der Nachbarregionen}} + \underbrace{\hat{u}_i}_{\text{zufällige und unsystematische Effekte}}. \quad (20)$$

Alle in Gleichung (20) genannten Effekte sind damit auf den Wert null zentriert. Ein positiver (negativer) Gesamteffekt bedeutet, dass in einer Region eine überdurchschnittliche (unterdurchschnittliche) Arbeitsproduktivität vorhanden ist. Entsprechend sind die übrigen Effekte als Abweichungen vom Mittelwert null zu interpretieren. Klammert man die zufällige (unsystematische) Komponente aus, begründet sich eine überdurchschnittliche Arbeitsproduktivität (Gesamteffekt) stets auf positive Effekte der eigenen Region und/oder von Gebieten in der Nachbarschaft.

Die Eigen- und Nachbarschaftseffekte sind in Abbildung 2 grafisch dargestellt. Die Eigeneffekte sind in westdeutschen Metropolen wie München, Stuttgart, Mannheim, Köln/Düsseldorf, Hannover und Hamburg besonders ausgeprägt. In diesen Regionen wäre auch eine hohe Arbeitsproduktivität ohne Spillovers von angrenzenden Regionen vorhanden. In den genannten süddeutschen Zentren nehmen die Nachbarschaftseffekte ebenfalls hohe Werte an. In diesen Agglomerationsräumen mit hoher Arbeitsproduktivität sind aber auch bedeutende Spillovers auf benachbarte Regionen festzustellen. Ein wesentlicher Grund hierfür ist, dass sich Unternehmen, insbesondere von höherwertigen Dienstleistungen (beispielsweise Logistikzentren, Software- und Datenverarbeitungsunternehmen und Verwaltungseinrichtungen), teilweise im verkehrstechnisch gut erschlossenen Umland von Metropolen ansiedeln (Motzkus 2000: 272–274).

Das Ergebnis spricht zumindest für Süddeutschland gegen eine ausgleichsorientierte Regionalpolitik. Eine gute wirtschaftliche Entwicklung in den Zentren zieht nämlich angrenzende Gebiete mit. Durch die Regionalpolitik geförderte Impulse setzen sich damit auch ins weitläufige Umland fort. Ansätze zur Bildung von Metropolregionen (Kujath 2002 und Kunzmann 2002) bzw. zu einer Regionalreform in agglomerierten Räumen (Langhagen-Rohrbach 2004) können damit ökonomisch sinnvoll sein.

Im Düsseldorfer Raum sowie den norddeutschen Agglomerationsräumen Hannover und Hamburg sind Nachbarschaftseffekte dagegen höchstens durchschnittlich ausgeprägt. Hier zeigt sich keine so starke Verbindung zwischen Zentrum und Umland. Gründe dafür mögen in der unterschiedlichen Wirtschaftsstruktur im Umland im Vergleich zu Süddeutschland liegen. So sind das nördliche Gebiet um den Arbeitsmarkt Düsseldorf sowie einige Nachbararbeitsmärkte von Hamburg und Hannover durch erhebliche Strukturprobleme gekennzeichnet.

Ostdeutsche Regionen weisen fast ausschließlich unterdurchschnittliche Eigen- und Nachbarschaftseffekte auf. Für diese Regionen kann ein Wachstumsimpuls auch nicht aus dem Umland kommen. Eine flächendeckende Wirtschaftsförderung scheint hier nicht sinnvoll, weil die höhere Kapitalausstattung in einigen Zweigen der verarbeitenden Industrie in Ostdeutschland im Vergleich zu den alten Bundesländern (DIW u. a. 2004: 21) auf eine Ineffizienz hindeutet (vgl. hierzu auch Smolny 2003a: 249–251 und Berthold/Fricke/Kullas 2005). Neue Untersuchungsergebnisse zeigen, dass vielmehr ein Mix aus Wirtschaftsförderung sowie Beratungsleistungen und modernen Steuerungsmodellen (Private-Public-Partnership etc.) einen positiven Effekt auf makroökonomische Zielgrößen aufweist (Blume 2004). Ein besonderes Problem besteht für viele ostdeutsche Regionen allerdings in der Abwanderung qualifizierter Arbeitskräfte nach Westdeutschland (Born/Goltz/Saupe 2004 und Schlömer 2004). Wirtschaftliches Wachstum wird in verstärkten Räumen nämlich vornehmlich mit innovativen Technologien erreicht (Döring 2005: 99), was den Einsatz von Humankapital voraussetzt.

5 Resümee

Welchen Effekt haben regionale Verflechtungen aber auf die Wirtschaftskraft in Regionen? Eine solche Simulation lässt sich mit der Arbeitsproduktivität durchführen. Diese Variable stellt die abhängige Größe in einer regionalen Pro-Kopf-Produktionsfunktion dar, die mit Hilfe der Wachstumstheorie fundiert wird. Die Spillover-Effekte werden dabei als Linearkombination von Eigenvektoren berücksichtigt, die aus der Nachbarschaftsmatrix extrahiert werden.

Als regionale Untersuchungseinheiten verwenden wir funktional abgegrenzte Arbeitsmarktregionen, damit die gesamten interregionalen Zusammenhänge auch als Spillovers zu interpretieren sind (Keilbach 2000: 120–121 und Döring 2005: 100). Die räumlich-ökonomische Analyse zeigt, dass durch Produktionsfaktoren und Nachbarschaftseffekte 94% der Varianz von der Arbeitsproduktivität erklärt wird. Nachgewiesen werden signifikant positive Skalenerträge, so dass eine unrestringierte Schätzung gerechtfertigt erscheint. Der Einfluss aller Produktionsfaktoren

mit Ausnahme der Patente ist signifikant. Durch die Einbeziehung der Eigenvektoren verliert das technische Wissen seine Signifikanz. Somit hängen die räumlichen Komponenten sowie das technische Wissen offenbar erheblich miteinander zusammen.

Wie würden Regionen aber ohne Nachbarschaftseffekte ökonomisch dastehen? Eine solche Simulation ist unter Verwendung der geschätzten Regressionskoeffizienten möglich. Westdeutsche Metropolen würden auch ohne Spillover-Effekte ökonomisch prosperieren, während die Eigeneffekte insbesondere in Ostdeutschland unterdurchschnittlich ausgeprägt sind. Ein Wachstumseffekt kann in den neuen Bundesländern auch nicht aus dem Umland kommen.

Insbesondere süddeutsche Metropolen strahlen einen erheblichen Anteil ihrer Wirtschaftskraft ins weiterreichende Umland ab. Die wirtschaftliche Entwicklung von angrenzenden Regionen wird damit entscheidend von der Prosperität im Zentrum beeinflusst. Gleichzeitig profitieren süddeutsche Zentren einschließlich des Rhein-Main-Gebietes aber auch vom Umland. Ansätze für Metropolregionen sind damit ökonomisch begründbar (Kujath 2002 und Kunzmann 2002).

Anders stellt sich die Lage allerdings in Düsseldorf sowie Hannover und Hamburg dar. Hier sind die Eigeneffekte überdurchschnittlich, dafür aber nur geringe Nachbarschaftseffekte vorhanden. Eine Erklärung mag in Strukturproblemen von Regionen im Umland liegen.

Wie ist der gewählte Ansatz methodisch zu bewerten? Die räumliche Filterung erlaubt im Gegensatz zu anderen räumlich-ökonomischen Verfahren eine Zerlegung von Indikatoren in Effekte, die von Nachbarschaftsregionen ausgehen, und Einflüssen, die nicht durch die geographische Lage bedingt sind. Damit lässt sich für die Zielvariable eine Simulation der Wirtschaftskraft ohne Auswirkungen von angrenzenden Regionen durchführen.

Wir haben als Indikator die Arbeitsproduktivität gewählt, die die Leistungsfähigkeit von Regionen erfasst. Möglicherweise können die erzielten Ergebnisse in folgenden Studien mit anderen Indikatoren verglichen werden. Denkbar ist auch eine faktoranalytische Verdichtung mehrerer manifester Variabler zu einer latenten Variablen sowie die Berücksichtigung weicher Standortfaktoren (Blume 2003, Blume 2004, Grabow/Henckel/Hollbach-Grömig 1995), die in der Regionalökonomie zunehmend an Bedeutung gewinnen.

6 Anhang

A) Kapitalstockschtzung

In der Regel wird der Kapitalstock mit der „perpetual inventory accounting“-Methode geschätzt (vgl. beispielsweise Rovolis/Spence 2002: 67–68; Eckey/Kosfeld/Stock 2000: 41–49). Dieses sehr aufwendige Verfahren hat jedoch den Nachteil, dass der Anfangskapitalstock für die Regionen festgelegt und ein gleicher Abschreibungssatz für alle Regionen unterstellt werden muss. Wir schätzen den Kapitalstock deshalb mit einem der Shift-Analyse ähnlichen Verfahren, wobei zur Kontrolle ein Abgleich mit den offiziellen Schätzungen auf Länderebene durchgeführt wurde.

Der so berechnete Kapitalstock wurde bereits in verschiedenen Studien verwendet (Eckey/Kosfeld/Türck 2005; Eckey/Türck 2005).

Wir haben den Kapitalstock auf Basis des Bruttoanlagevermögens (Ausrüstungen und sonstige Anlagen) zu Wiederbeschaffungspreisen geschätzt. Wie in der Shift-Analyse üblich (Schätzl 2000: 77–84; Tengler 1989: 110–118), werden Struktur- und Standortfaktor unterschieden. Der Strukturfaktor gibt an, ob aufgrund der Branchenstruktur in einer Region ein über- oder unterdurchschnittlicher Kapitalstock zu erwarten ist, also kapitalintensive Branchen über- oder unterrepräsentiert sind. Hinter dem Standortfaktor steht die Annahme, dass in Regionen mit hohen Investitionen in den letzten zehn Jahren von einem großen Kapitalstock auszugehen ist. Angaben zu den Investitionen und zur Branchenstruktur wurden der amtlichen Statistik entnommen. Durch Gewichtung des gesamtdeutschen Kapitalstocks mit dem regionalen Struktur- und Standortfaktor gelangt man zu einer vorläufigen Schätzung, die um die West-Ost-Unterschiede bereinigt wird (die amtliche Statistik weist eine um 5,1% höhere Kapitalintensität für Westdeutschland aus).

Eine Bewertung der Schätzung ist für die drei Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg möglich. Die eigenen Schätzungen weichen von den Ergebnissen der amtlichen Statistik zwischen 1,4% und 9% ab. Deshalb wird im letzten Schritt eine Korrektur auf Länderebene durchgeführt, die geschätzten regionalen Kapitalstöcke werden also so gewichtet, dass ihre Summe für die Bundesländer den Ergebnissen der amtlichen Statistik entspricht. Diese wird vom Arbeitskreis „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder“ ausgewiesen (http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR; 06.12.05).

B) Grafische Darstellung der Eigenvektoren

In Abbildung 3 sind die beiden Eigenvektoren kartographisch wiedergegeben, die mit den größten Eigenwerten korrespondieren. In der Abbildung zeigt sich ein eindeutiges räumliches Muster. Während der erste Eigenvektor in nördlicher Richtung zunimmt, erhöht sich der zweite Eigenvektor von Ost- nach Westdeutschland.

Der dritte Eigenvektor weist abnehmende Werte in nord- bzw. südwestlicher Richtung auf (vgl. Abbildung 4). Das räumliche Muster des vierten Eigenvektors ist dagegen von niedrigen Werten in Nordwest- und Südostdeutschland geprägt.

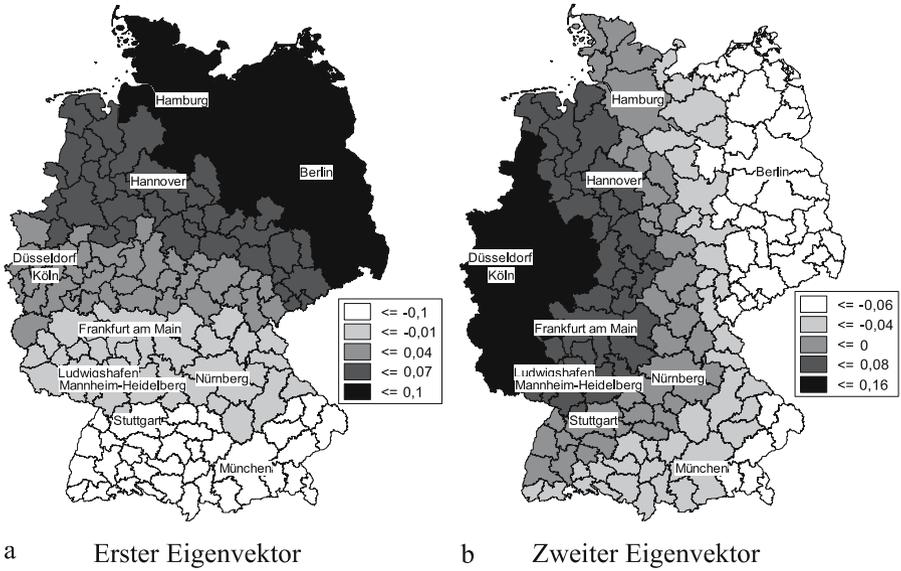


Abb. 3 Grafische Darstellung der ersten beiden Eigenvektoren

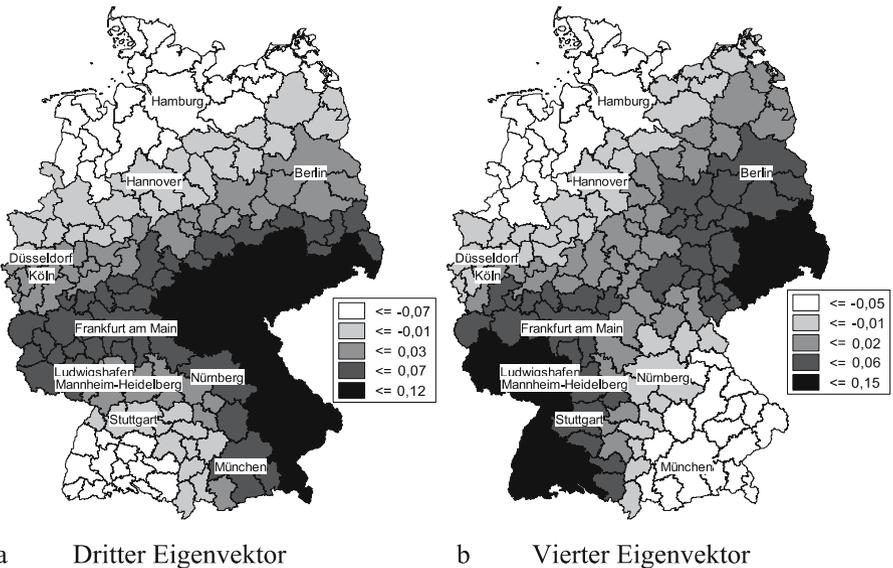


Abb. 4 Grafische Darstellung des dritten und vierten Eigenvektors

Literatur

- Anselin L (1988) *Spatial Econometrics. Methods and Models*, Dordrecht, Boston, London
- Arrow KJ (1962) The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies* 29:153–173
- Audretsch DB, Feldman MP (2004) Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation. In: Henderson JV, Thisse J-F (Hrsg) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Amsterdam u. a.: 2713–2742
- Badinger H, Müller WG, Tondl G (2004) European convergence in the European Union 1985–1999. A spatial dynamic panel analysis. *Regional Studies* 38:241–253
- Benzer G, Wink R (2004) Regionale Innovationspole. Schlüssel zu mehr Wachstum in Deutschland? *List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik* 30:253–270
- Berthold N, Fricke H, Kullas M (2005) Mehr institutioneller Wettbewerb in Deutschland. Wirksame Hilfe für die neuen Bundesländer? *List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik* 31:76–103
- Biewen M (2005) The covariance structure of East and West German incomes and its implications for the persistence of poverty and inequality. *German Economic Review* 6:445–469
- Blume L (2003) Kommunen im Standortwettbewerb. Theoretische Analyse, volkswirtschaftliche Bewertung und empirische Befunde am Beispiel Ostdeutschlands, Diss., Baden-Baden
- Blume L (2004) Erfolgsfaktoren kommunaler Wirtschaftspolitik in Ostdeutschland. *Raumordnung und Raumforschung* 62:3–17
- Bode E (2004) The Spatial Pattern of Localized R&D Spillovers. An empirical investigation for Germany. *Journal of Economic Geography* 4:43–64
- Born KM, Goltz E, Saupe G (2004) Wandermotive zugewanderter älterer Menschen. Ein anderer Blick auf die Entwicklungsprobleme peripherer Räume in Brandenburg. *Raumordnung und Raumforschung* 62:109–120
- Braüninger M, Niebuhr A (2005) Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU. HWWA Discussion Paper, Nr 322, Hamburg
- Breschi S, Lissoni F (2001) Localised knowledge spillovers vs. innovative milieux. Knowledge „tacitness“ reconsidered. *Papers in Regional Science* 80:255–273
- Bretschger L (1999) Knowledge diffusion and the development of regions. *Annals of Regional Science* 33:251–268
- Cliff AD, Ord JK (1973) *Spatial Autocorrelation*, London
- Cliff AD, Ord JK (1981) *Spatial Processes. Models and Applications*, London
- Corrado L, Martin R, Weeks M (2005) Identifying and interpreting regional convergence clusters across Europe. *Economic Journal* 115:C133–C160
- DIW u. a. (Hrsg) (2004) Zweiter Forschungsbericht wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland. *Kieler Diskussionsbeiträge*, Nr 406, Kiel
- Dohse D (2001) Deutsche Technologiepolitik auf neuen Pfaden. Einige Anmerkungen zur regionenorientierten Innovationspolitik der Bundesregierung. *Raumordnung und Raumforschung* 59:446–455
- Döring T (2005) Räumliche Externalitäten von Wissen und ihre Konsequenzen für die Ausgestaltung für den Finanzausgleich. In: Färber G (Hrsg) *Das föderative System in Deutschland. Bestandsaufnahme, Reformbedarf und Handlungsempfehlungen aus raumwirtschaftlicher Sicht*, Hannover: 93–120
- Eckey H-F (2001) Der wirtschaftliche Entwicklungsstand in den Regionen des Vereinigten Deutschlands. *Volkswirtschaftliche Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Universität Kassel*, Nr 20/01, Kassel
- Eckey H-F, Horn K, Klemmer P (1990) Abgrenzung von Diagnoseeinheiten zum Zwecke der regionalen Wirtschaftsförderung, Bochum
- Eckey H-F, Kosfeld R (2005) Regionaler Wirkungsgrad und räumliche Ausstrahlungseffekte der Investitionsförderung. *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 25:149–173
- Eckey H-F, Kosfeld R, Stock W (2000) Regionale Produktivitäts- und Substitutionseffekte der Verkehrsinfrastruktur, Aachen
- Eckey H-F, Türck M (2005) Regionale Produktionsfunktionen mit Spillover-Effekten für Deutschland. *Schmollers Jahrbuch* 125:239–267
- Eckey H-F, Türck M (2005) Deutsche Innovationsregionen. In: Weissenberger-Eibl MA (Hrsg) *Gestaltung von Innovationssystemen*, Kassel: 383–402

- Fingleton B (2003) Models and Simulations of GDP per Inhabitant across Europe's Regions. A Preliminary View. In: Fingleton B (Hrsg) *European Regional Growth*, Berlin u. a.: 11–53
- Fischer MM, Stirböck C (2004) Regional Income Convergence in the Enlarged Europe, 1995–2000. A Spatial Econometric Perspective. ZEW Discussion Paper, Nr 04–42, Mannheim
- Fritsch M (2004) Cooperation and the efficiency of regional R&D activities. *Cambridge Journal of Economics* 28:829–846
- Foißner P (2000) Endogene Entwicklung in peripheren Regionen. Möglichkeiten der Aktivierung endogener Potenziale in der Region Vorpommern. *Raumordnung und Raumforschung* 58:297–306
- Fürst D (2001) Regional Governance. Ein neues Paradigma der Regionalwissenschaft. *Raumordnung und Raumforschung* 59:370–380
- Funke M, Niebuhr A (2005a) Threshold effects and regional economic growth. Evidence from West Germany. *Economic Modelling* 22:61–80
- Funke M, Niebuhr A (2005b) Regional geographic research and development spillovers and economic growth. Evidence from West Germany. *Regional Studies* 39:143–153
- Genosko J (1999) Netzwerke in der Regionalpolitik, Marburg
- Greene WH (2003) *Econometric Analysis*, 5. Aufl, New Jersey
- Getis A, Griffith DA (2002) Comparative spatial filtering in regression analysis. *Geographical Analysis* 34:130–140
- Grabow B, Henckel D, Hollbach-Grömig B (1995) *Weiche Standortfaktoren*, Stuttgart u. a.
- Greif S, Schmiedel D (2002) *Patentatlas Deutschland – Ausgabe 2002. Dynamik und Strukturen der Erfindungstätigkeit*, München
- Griffith DA (1987) *Spatial Autocorrelation*, Washington
- Griffith DA (1996) Spatial Autocorrelation and eigenfunctions of the geographic weights matrix accompanying geo-referenced data. *Canadian Geographer* 40:351–367
- Griffith DA (2000) A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem. *Journal of Geographical Systems* 2:141–156
- Griffith DA (2003) *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*, Berlin u. a.
- Grossman GM, Helpman E (1989) Production development and international trade. *Journal of Political Economy* 97:1261–1283
- Gualini E (2000) Networking the urban policy arena. *Zeitschrift für Wirtschaftsgeographie* 44:201–216
- Irmen E, Strubelt W (1998) Raumordnung und Wirtschaftsförderung. In: Eberstein HH, Karl H (Hrsg) *Handbuch der regionalen Wirtschaftsförderung*, 3. Aufl, Köln, Abschnitt IV: 1–36
- Jaffe AB, Trajtenberg M, Henderson R (1993) Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations. *Quarterly Journal of Economics* 108:577–598
- Kaltenbrunner R (2003) Scholle und Rand. Wohnen und Suburbanisierung – ein kaum steuerbarer Zusammenhang. *Raumordnung und Raumforschung* 61:319–333
- Keilbach M (2000) *Spatial Knowledge Spillovers and the Dynamics of Agglomeration and Regional Growth*, Diss., Heidelberg, New York
- Kilper T (2005) Föderalismus als Institution der „Marktsicherung“. Überlegungen zur Bedeutung dezentraler Staatsorganisation für regionale Wirtschaftszusammenhänge. In: Färber G (Hrsg) *Das föderative System in Deutschland. Bestandsaufnahme, Reformbedarf und Handlungsempfehlungen aus raumwirtschaftlicher Sicht*, Hannover: 42–57
- Koschatzky K (2001) Räumliche Aspekte im Innovationsprozess. Ein Beitrag zur neuen Wirtschaftsgeographie aus Sicht der regionalen Innovationsforschung, Münster
- Kosfeld R, Dreger C (2002) Thresholds for Employment and Unemployment. A Spatial Analysis of German Regional Labour Markets 1992–2000. Volkswirtschaftliche Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Universität Kassel, Nr 39/02, Kassel, erscheint in: *Papers of Regional Science*
- Kosfeld R, Eckey H-F, Dreger C (2005) Regional Convergence in Unified Germany. A Spatial Econometric Perspective. In: Dreger C, Galler HP (Hrsg) *Advances in Macroeconometric Modeling*, Baden-Baden: 189–214
- Kosfeld R, Lauridsen J (2004) Dynamic spatial modelling of regional convergence processes. *Empirical Economics* 29:705–722
- Kühn M (2001) Regionalisierung der Städte. Eine Analyse von Stadt-Umland-Diskursen räumlicher Forschung und Planung. *Raumordnung und Raumforschung* 59:402–411
- Kujath HJ (2002) Auswirkungen der transnationalen Verflechtungen deutscher Metropolräume auf die nationale Raumstruktur und Raumpolitik. *Informationen zur Raumentwicklung* o. Jg.: 325–340

- Kunzmann KR (2002) Zur transnationalen Zusammenarbeit europäischer Metropolregionen. Informationen zur Raumentwicklung o. Jg.: 341–344
- Langhagen-Rohrbach C (2004) Aktuelle Regionalisierungsprozesse in der Region Rhein-Main. Raumordnung und Raumforschung 62:58–66
- Le Gallo J, Ertur C, Baumont C (2003) Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980–1995. In: Fingleton B (Hrsg) European Regional Growth, Berlin u. a.: 131–158
- Liefner I (2004) Technologie- und Gründerzentren und regionales Wissenspotenzial. Eine empirische Analyse geförderter Unternehmen am Beispiel Niedersachsen. Raumordnung und Raumforschung 62:290–300
- Lucas RE (1988) On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics 22:3–42
- Mankiw NG, Romer DH, Weil DN (1992) A contribution to the empirics of economic growth. Quarterly Journal of Economics 107:407–437
- Manski CF (2000) Economic analysis of social interactions. Journal of Economic Perspectives 14:115–136
- Maré DC (2003) Ideas for Growth? Motu Working Paper, Nr 03–19, Wellington (New Zealand)
- Marshall A (1920) Principles of Economics, London (Nachdruck von 1990)
- Maurseth PB, Verspagen B (2002) Knowledge spillovers in Europe. A patent citations analysis. Scandinavian Journal of Economics 104:531–545
- Moll P (2000) Probleme und Ansätze zur Raumentwicklung in der europäischen Grenzregion Saarland – Lothringen – Luxemburg – Rheinland-Pfalz – Wallonien. Raumordnung und Raumforschung 58:343–355
- Motzkus AH (2000) Zur Bedeutung der höherwertigen unternehmensorientierten Dienstleistungen für die Entwicklung von Metropolregionen Westdeutschlands. Raumordnung und Raumforschung 58:265–275
- Motzkus AH (2001) Verkehrsmobilität und Siedlungsstrukturen im Kontext einer nachhaltigen Raumentwicklung von Metropolregionen. Raumordnung und Raumforschung 59:192–204
- Niebuhr A (2000) Räumliche Wachstumszusammenhänge. Empirische Befunde für Deutschland. HWWA Discussion Paper, Nr 84, Hamburg
- Ord JK (1975) Estimation methods for models of spatial interaction. Journal of American Statistical Association 70:120–126
- Pommeranz JO (2000) Lernende Region Ruhrgebiet. Zeitschrift für Wirtschaftsgeographie 44:183–200
- Romer PM (1986) Increasing returns and long-run growth. Journal of Political Economy 94:1002–1037
- Romer PM (1990) Endogenous technological change. Journal of Political Economy 98:S71–S102
- Roos MWM (2005) How important is geography for agglomeration. Journal of Economic Geography 5:605–620
- Rosenfeld MTW (2005) Dezentralisierung im Bereich der Regionalpolitik. Möglichkeiten und räumliche Konsequenzen. In: Färber G (Hrsg) Das föderative System in Deutschland. Bestandsaufnahme, Reformbedarf und Handlungsempfehlungen aus raumwirtschaftlicher Sicht, Hannover: 240–256
- Rovolis A, Spence N (2002) Duality theory and cost function analysis in a regional context. The impact of public infrastructure capital in the Greek regions. Annals of Regional Science 36:55–78
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2005) Jahresgutachten 2005/06. Die Chance nutzen – Reformen mutig voranbringen, Wiesbaden
- Schätzl L (2000) Wirtschaftsgeographie 2. Empirie, 3., überarbeitete und erweiterte Aufl, Paderborn u. a.
- Schulze PM (1993/94) Zur Messung räumlicher Autokorrelation. Jahrbuch für Regionalwissenschaft 14/15:57–78
- Schlömer C (2004) Binnenwanderungen seit der deutschen Einigung. Raumordnung und Raumforschung 62:96–108
- Schönert M (2003) 20 Jahre Suburbanisierung der Bevölkerung. Zur Stadt-Umland-Wanderung in westdeutschen Großstadtreionen. Raumordnung und Raumforschung 61:457–471
- Senker J, Faulkner W (1996) Networks, Tacit Knowledge and Innovation. In: Coombs R u. a. (Hrsg) Technological Collaboration. The Dynamics of Cooperation in Industrial Innovation, Cheltenham, Brookfield: 76–97
- Smolny U (2003a) Produktivitätsanpassung in Ostdeutschland. Bestandsaufnahme und Ansatzpunkte einer Erklärung. Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 223:239–254
- Smolny W (2003b) Beschäftigungsanpassung in Ost- und Westdeutschland. Eine makroökonomische Analyse für die deutschen Bundesländer. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 36:428–438

-
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2003 (Hrsg) Statistik regional. Daten für die Kreise und kreisfreien Städte Deutschlands, o. O.
- Stough RR (1998) Endogenous growth in a regional context. *Annals of Regional Science* 32:1–5
- Tengler H (1989) *Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung*, Stuttgart
- Upton GJ, Fingleton B (1985) *Spatial Data Analysis by Example, Volume I*, New York u. a.