

Regionale Produktionsfunktionen mit Spillover-Effekten für Deutschland – Empirischer Befund und wirtschaftspolitische Implikationen

Regional Production Functions with Spillovers for Germany – Empirical Findings and Policy Implications

Von Hans-Friedrich Eckey, Reinhold Kosfeld
und Matthias Türck*

Abstract

This paper examines a translog production function for Germany, which is based on endogenous growth theory. The spatial econometric estimation of this function shows that involved factors of production have a significant positive effect on the output. The knowledge spillovers are quite weak, especially in East German regions. Because individuals do not internalize spillovers, a governmental intervention could be founded. Marginal products of labor and human capital vary, so wage agreements should be more flexible. Some peripheral regions seem to be short of human capital because many high skilled workers move away from there. Allen's partial elasticities of substitution show indirect effects of investment promotion on employment and of some job creation programs on capital-labor ratio.

Zusammenfassung

Gegenstand dieses Artikels ist die Berechnung einer Translog-Produktionsfunktion für Gesamtdeutschland, die mit der endogenen Wachstumstheorie theoretisch fundiert wird. Die räumlich-ökonometrische Schätzung zeigt, dass die einbezogenen Produktionsfaktoren einen signifikanten positiven Effekt auf den Output ausüben. Die Wissensspillover sind relativ schwach ausgeprägt. Insbesondere ostdeutsche Regionen weisen geringe Überschwappeffekte auf. Aufgrund einer fehlenden Internalisierung von Wissensspillovern ließe sich ein staatliches Eingreifen begründen. Die Grenzproduktivitäten von Arbeit und Humankapital streuen relativ stark, was eine weitere Flexibilisierung von Tarifverträgen nahelegt. Zudem scheint das Humankapital in einigen peripheren Regionen aufgrund des Wegzugs von Hochqualifizierten in Agglomerationsräume knapp geworden zu sein. Allensche Substitutionselastizitäten belegen, dass indirekte

* Wir danken den beiden anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise.

Effekte einer Investitionsförderung auf die Beschäftigung und von einigen Beschäftigungsmaßnahmen auf die Kapitalintensität bestehen.

JEL Classification: C21, E23, R11, R58

1. Problemstellung

Eine regionale Produktionsfunktion erlaubt die Berechnung von Grenz- und Substitutionselastizitäten mit weitreichenden wirtschaftspolitischen Implikationen. So kann die Auswirkung einer Faktorpreiserhöhung auf die Nachfrage der anderen Faktoren in den einzelnen Regionen simuliert werden. Hieraus lassen sich regionale Auswirkungen der Tarifpolitik, der Wirtschaftsförderung etc. ableiten.

In der Empirie sind unterschiedliche regionale Produktionsfunktionen angewendet worden. Häufig wurde eine auf Griliches (1979) zurückgehende regionale Wissensproduktionsfunktion geschätzt (vgl. beispielsweise Anselin, Varga u. Acs 2000 sowie Varga 2000a u. Varga 2000b). Als Indikator für das Wissen werden meistens die Patente einbezogen (vgl. u. a. Bode 2004 u. Greunz 2003).

Regionale Produktionsfunktionen mit einem physischen Kapitalstock finden eher selten Anwendung, weil dieser in den meisten Ländern nicht auf regionaler Ebene von der amtlichen Statistik ausgewiesen wird. Christopoulos und Tsionas (2004) schätzen beispielsweise eine neoklassische Cobb-Douglas-Produktionsfunktion für griechische Regionen unter dem Aspekt der Konvergenz. Boarnet (1998) stellt negative Überschwappeffekte, die von der öffentlichen Infrastruktur von Nachbarregionen ausgehen, auf den Output über eine Produktionsfunktion vom Typ Cobb-Douglas in Kalifornien fest. Spillover-Effekte beim Humankapital bzw. beim Wissen gelten in der endogenen Wachstumstheorie als entscheidende Faktoren für ein dauerhaftes Wirtschaftswachstum (Barro / Sala-I-Martin 1999, 205 ff.). Keilbach (2000) bezieht deshalb in seine regionale Produktionsfunktion für die alten Bundesländer vom Typ Cobb-Douglas Spillovereffekte des Humankapitals ein, die er als signifikant nachweist.

Für Gesamtdeutschland ist bisher jedoch noch keine regionale Produktionsfunktion unter Verwendung eines physischen Kapitalstocks und Spillover-Effekten geschätzt worden. Eine Berechnung von regionsbezogenen Grenzproduktivitäten und Elastizitäten sowie eine Ableitung von wirtschaftspolitischen Implikationen fehlt mithin vollständig. Diesen beiden Forschungsdefiziten soll in der vorliegenden Studie nachgegangen werden.

Zuerst wird im zweiten Abschnitt aus der endogenen Wachstumstheorie eine regionale Translog-Produktionsfunktion abgeleitet, deren wichtigste Eigenschaften erörtert werden. Im dritten Abschnitt erfolgt eine Erläuterung des hier

verwendeten räumlich-ökonomischen Modells. Anschließend werden im Abschnitt 4 Translog-Produktionsfunktionen ökonomisch geschätzt. Mit den ermittelten Regressionskoeffizienten werden regionale Grenzproduktivitäten und Allensche Substitutionselastizitäten berechnet. Gegenstand des fünften Kapitels ist die Ableitung von wirtschaftspolitischen Implikationen. Als Resümee erfolgt eine Zusammenfassung und ein Ausblick auf offene Forschungsfragen.

2. Produktionsfunktion

2.1 Endogene Wachstumstheorie und regionale Produktionsfunktion

In der endogenen Wachstumstheorie wird häufig neben dem physischen Kapital auch das Humankapital als Produktionsfaktor verwendet (vgl. beispielsweise Lucas 1988; Grossmann/Helpman 1989 und den Überblick in Frenkel/Hemmer 1999, 200 ff.). Humankapital unterscheidet sich vom Wissen dadurch, dass es an Personen gebunden ist. Die Arbeit beinhaltet im Gegensatz zum Humankapital nur die „von der Natur gegebene ‚rohe‘ Arbeitskraft“ (Bretschger 1996, 89).

Wir unterstellen, dass die Produktion Y eine Funktion vom technischen Wissensstand α_T sowie der Produktionsfaktoren Arbeit L , Humankapital H und physisches Kapital K ist:

$$(1) \quad Y = f(\alpha_T, L, H, K) .$$

Die Translog-Funktion weist gegenüber den meisten anderen Produktionsfunktionen den Vorteil einer größeren Flexibilität auf (vgl. Abschnitt 2.2). Deshalb wird sie als funktionale Verknüpfung zwischen Y und den Inputfaktoren α_T , L , H und K verwendet:

$$(2) \quad \begin{aligned} \ln Y = & \ln \alpha_T + \alpha_L \cdot \ln L + \alpha_H \cdot \ln H + \alpha_K \cdot \ln K \\ & + \frac{1}{2} \cdot \beta_{LL} \cdot (\ln L)^2 + \frac{1}{2} \cdot \beta_{HH} \cdot (\ln H)^2 + \frac{1}{2} \cdot \beta_{KK} \cdot (\ln K)^2 \\ & + \beta_{LH} \cdot \ln L \cdot \ln H + \beta_{LK} \cdot \ln L \cdot \ln K + \beta_{HK} \cdot \ln H \cdot \ln K . \end{aligned}$$

Die Größe α_T wird nicht exogen vorgegeben, sondern durch eine Wissensproduktionsfunktion abgebildet. In Anlehnung an Romer (1986, 1014 ff.) wird unterstellt, dass Unternehmen von technischem Wissen anderer Betriebe profitieren, ohne dieses zu entgelten. In der Produktionsfunktion berücksichtigt Romer deshalb einen auf volkswirtschaftlicher Ebene aggregierten Wissensstock, der zu steigenden Skalenerträgen führt und ein dauerhaftes Wirtschaftswachstum begründet.

Auf regionaler Ebene sind aber verschiedene Formen des technischen Wissens zu unterscheiden, die für die Produktionsfunktion relevant sind. Erstens

ist davon auszugehen, dass ein globales technisches Wissen α_0 existiert, das allgemein bekannt ist. Auf dieses können Unternehmen unabhängig vom Standort gleich gut zurückgreifen.

Marshall (1920, 1990) hat bereits gezeigt, dass sich Wissen mit zunehmender räumlicher Distanz langsamer verbreitet. Neuere Untersuchungen belegen, dass Beziehungen über Telekommunikationsmedien weit weniger intensiv sind wie persönliche Kontakte (Bretschger 1999, 252). Somit ist anzunehmen, dass neues technisches Wissen zuerst in der eigenen Region und anschließend in Nachbarregionen diffundiert.

Technisches Wissen wird in das „Articulated Knowledge“ und das „Tacit Knowledge“ unterteilt (Senker/Faulkner 1996, 76 f.). Während das artikulierbare Wissen in schriftlicher Form festgehalten werden kann und durch eine formale Sprache übermittelt wird, ist das „Tacit Knowledge“ schwierig zu kommunizieren. Es lässt sich weder kodieren noch schriftlich niederlegen, sondern muss über Erfahrungen und Beispiele erlernt werden. Weitergegeben wird es ausschließlich über persönliche Kontakte (Genosko 1999, 37 f. u. Breschi/Lissoni 2001, 256 u. 262).

Wie können beide Wissensarten operationalisiert werden? Kodierbares Wissen einer Region lässt sich über Patente erfassen (Jaffe/Trajtenberg/Henderson 1993; Maurseth/Verspagen 2002). Es wird davon ausgegangen, dass Regionen mit vielen Patenten auch über einen überproportionalen Anteil an weiteren Formen dieser Wissensart (Fachzeitschriftenartikel etc.) sowie des „Tacit knowledge“ verfügen. Somit dienen die Patente als Proxyvariable für das gesamte technische Wissen einer Region.

Bezeichnet P die Anzahl der Patente in der eigenen Region und \tilde{P} die entsprechende Größe als Mittelwert der Nachbarregionen, dann erhält man die Wissensproduktionsfunktion vom Typ Cobb-Douglas,

$$(3) \quad \alpha_T = \alpha_0 \cdot P^{\alpha_P} \cdot \tilde{P}^{\alpha_{\tilde{P}}},$$

die sich durch Logarithmierung linearisieren lässt:

$$(4) \quad \ln \alpha_T = \ln \alpha_0 + \alpha_P \cdot \ln P + \alpha_{\tilde{P}} \cdot \ln \tilde{P}.$$

Der Koeffizient $\alpha_{\tilde{P}}$ misst somit positive Externalitäten (= Spillover-Effekte), die von Nachbarregionen „überschwappen“. Wissensspillover-Effekte über mehrere Regionen sind aufgrund der größeren räumlichen Entfernung als marginal und damit vernachlässigbar anzusehen. Vielmehr ist davon auszugehen, dass ein so weit diffundiertes technisches Wissen durch den globalen Parameter α_0 erfasst wird. Externalitäten beim Humankapital (an Personen gebundene Kenntnisse und Fähigkeiten), die beispielsweise im Uzawa-Lucas-Modell (Lucas 1988) vorhanden sind, werden dagegen als intraregional unterstellt.¹

2.2 Translog-Produktionsfunktion

Die Produktionsfunktion (2) stellt eine transzendent-logarithmische Produktionsfunktion oder kurz Translog-Produktionsfunktion dar. Diese auf Christensen, Jorgenson und Lau (1973) zurückgehende flexible Funktion lässt sich als quadratische Approximation einer nicht näher spezifizierten Funktion unter Verwendung einer Taylor-Reihe darstellen (Uebe 1976, 105 f.).² Ein besonderer Vorteil liegt darin, dass sie mit linearen Regressionsmodellen geschätzt werden kann. Sind die $\beta_{ij} = 0$, dann liegt eine homothetische Produktionsfunktion vor³ (Eckey / Kosfeld / Stock 2000, 9).

Die (partiellen) Produktionselastizitäten von X_j berechnet man durch Ableiten der zugrunde liegenden Produktionsfunktion (2) nach dem entsprechenden logarithmierten Produktionsfaktor:

$$(5) \quad \eta_{Y,L} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln L} = \alpha_L + \beta_{LL} \cdot \ln L + \beta_{LH} \cdot \ln H + \beta_{LK} \cdot \ln K ,$$

$$(6) \quad \eta_{Y,H} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln H} = \alpha_H + \beta_{HH} \cdot \ln H + \beta_{LH} \cdot \ln L + \beta_{HK} \cdot \ln K$$

und

$$(7) \quad \eta_{Y,K} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln K} = \alpha_K + \beta_{KK} \cdot \ln K + \beta_{LK} \cdot \ln L + \beta_{HK} \cdot \ln H .$$

Mit den Produktionselastizitäten lassen sich die Grenzproduktivitäten bestimmen. Für den Produktionsfaktor X_j ist folgende Formel anzuwenden:

$$(8) \quad GP_{X_j} = \frac{\partial Y}{\partial X_j} = \eta_{Y,X_j} \cdot \frac{Y}{X_j} .$$

Von den verschiedenen Substitutionselastizitäten werden die auf Allen zurückgehenden Koeffizienten am häufigsten angewendet (Frondel 1999, 11). Diese weisen die relative Veränderung der Menge von X_j bei einer Variation des Preises von X_i um 1 % aus, wobei der Output und alle übrigen Faktoren konstant gehalten werden. Zu ihrer Berechnung wird die geränderte Hessesche-Matrix F benötigt, die die Hessesche-Matrix um eine Zeile und Spalte

¹ Wissen wird über Tagungen, Aufsätze etc. weitergereicht. Damit ist Wissen interregional mobiler als Humankapital.

² Zur Herleitung der Translog-Funktion vgl. Hengevoss (1990, 91 f.) und Denny / Fuss (1977).

³ Eine homothetische Produktionsfunktion ist entweder homogen oder eine (streng monotone) Transformation einer homogenen Produktionsfunktion (Hesse / Linde 1976, 108 f.; Nadiri 1976, 446).

mit den 1. partiellen Ableitungen ergänzt. Die Allensche Substitutionselastizität wird dann nach folgender Formel bestimmt (Sato / Koizumi 1973, 47)

$$(9) \quad \sigma_{X_i, X_j} = \frac{Y}{X_i \cdot X_j} \cdot \frac{F_{X_i, X_j}}{|\mathbf{F}|} ,$$

mit

- F_{X_i, X_j} : Kofaktor von f_{ij} , dem Element der i -ten Zeile und j -ten Spalte von \mathbf{F} ,
- $|\mathbf{F}|$: Determinante von \mathbf{F} .

Aufgrund der Symmetrie gilt

$$(10) \quad \sigma_{X_i, X_j} = \sigma_{X_j, X_i} .$$

3. Regressionsmodell und Datengrundlage

3.1 Räumliches ökonomisches Modell

Zur Schätzung von (2) in Verbindung mit (4) lässt sich eine Regressionsgleichung mit räumlichen Effekten einsetzen. Die Höhe der Spillover kann unter Verwendung eines Spatial-Lags bei den Patenten (P) bestimmt werden. Zu seiner Berechnung wird eine Gewichtungsmatrix \mathbf{W}^* herangezogen. \mathbf{W}^* ist symmetrisch mit Einsen außerhalb der Hauptdiagonale, falls zwei Regionen benachbart sind (Schulze 1993 / 94, 60 f.):

$$(11) \quad w_{ij}^* = \begin{cases} 1, & \text{falls } i \text{ und } j \text{ eine gemeinsame Grenze haben und } i \neq j \text{ ist} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

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),

$$(12) \quad w_{ij} = \frac{w_{ij}^*}{\sum_{j=1}^n w_{ij}^*} ,$$

wird aus methodischen Gründen⁴, aber auch wegen einer besseren Interpretierbarkeit des Spatial-Lags bei den Patenten verwendet. Der Spatial-Lag von P stellt dann ein arithmetisches Mittel der Patente in den Nachbarregionen dar (Anselin / Bera 1998, 243 f.). Mit ihm wird die Spillover-Variable abgebildet:

⁴ So ist z. B. auf der Basis der Gewichtsmatrix \mathbf{W}^* nicht gewährleistet, dass Moran's I im Intervall $[-1; 1]$ liegt (siehe Ord 1975 u. Griffith 1996).

$$(13) \quad \tilde{P}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot P_j .$$

Das aus (2), (4) und (13) folgende Regressionsmodell

$$(14) \quad \ln Y_i = \ln \alpha_0 + \alpha_P \cdot \ln P_i + \alpha_{\tilde{P}} \cdot \ln \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot P_j \right) + \alpha_L \cdot \ln L_i + \alpha_H \cdot \ln H_i + \alpha_K \cdot \ln K_i \\ + 12 \cdot \beta_{LL} \cdot (\ln L_i)^2 + \frac{1}{2} \cdot \beta_{HH} \cdot (\ln H_i)^2 + \frac{1}{2} \cdot \beta_{KK} \cdot (\ln K_i)^2 \\ + \beta_{LH} \cdot \ln L_i \cdot \ln H_i + \beta_{LK} \cdot \ln L_i \cdot \ln K_i + \beta_{HK} \cdot \ln H_i \cdot \ln K_i + U_i$$

ließe sich mit der Methode der kleinsten Quadrate schätzen, sofern keine Autokorrelation vorliegt,

$$\text{Cov}(U_i, U_j) = 0 \quad \text{für } i \neq j ,$$

weil der Spatial-Lag exogen vorgegeben ist.⁵ Räumliche Autokorrelation kann unter Verwendung des Moran-Koeffizienten,

$$(15) \quad I = \frac{\hat{\mathbf{u}}' \cdot \mathbf{W} \cdot \hat{\mathbf{u}}}{\hat{\mathbf{u}}' \cdot \hat{\mathbf{u}}} ,$$

getestet werden (Cliff/Ord 1973, 87 ff.; Upton/Fingleton 1985, 337 f.). Bei einem signifikanten Moran's I müsste zusätzlich entweder ein Spatial-Lag in der abhängigen Variablen (Spatial-Lag-Modell) oder im Fehlerterm (Spatial-Error-Modell) berücksichtigt werden. Beim erstgenannten Modell wären Überschwappeffekte bezüglich des Wissens und Outputs vorhanden. Bei einer höheren Produktion in der Nachbarregion würden Unternehmen beispielsweise aufgrund von Zulieferaufträgen profitieren, was auch bei ihnen zu einem höheren Output führen würde. Ein Spatial-Error ließe sich durch exogene Schocks oder eine Nichtberücksichtigung relevanter Einflussgrößen inhaltlich begründen.

Eine Entscheidungshilfe bei der Wahl eines Spatial-Error- oder Spatial-Lag-Modells geben die robusten LM(error) bzw. LM(lag)-Tests (Florax/Rey 1995, 119 ff.). Beide Modelle dürfen aufgrund einer Ineffizienz bzw. Inkonsistenz nicht OLS geschätzt werden. Stattdessen lässt sich die Maximum-Likelihood-Schätzung unter der Annahme normalverteilter Störgrößen anwenden (Anselin 1988, 57 ff.; Upton/Fingleton 1985, 281 f.).⁶

⁵ Eine weitere Voraussetzung ist, dass keine Heteroskedastizität vorhanden ist.

⁶ Daneben könnte auch die Verallgemeinerte Momentenmethode (GMM) genutzt werden (Klotz 1998, 185 f.).

Falls im Regressionsmodell (14) – möglicherweise unter Berücksichtigung eines Spatial-Lags in Y oder U – bestimmte β_{ij} einen geringen und nicht signifikanten Erklärungsbeitrag lieferten, könnten diese aus dem Modell entfernt werden.

3.2 Datengrundlage

Die Daten zur Schätzung der Regressionsgleichung (14) wurden mit Ausnahme der Patente, des Humankapitals und des Kapitals der CD „Statistik Regional 2003“ (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2003) entnommen. Alle Daten beziehen sich auf 2000.

Der Output einer Region wird durch die Bruttowertschöpfung erfasst. Die Anzahl der Patente basiert auf Angaben im Patentatlas (Greif/Schmiedl 2002). Da die offizielle Regionalstatistik nur Informationen über die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit Fachhochschul- und Hochschulabschluss (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2003) bereitstellt, verwenden wir einen Humankapitalindikator, der zusätzlich die bei den Gebietskörperschaften und Sozialversicherungshaushalten beschäftigten Beamten mit einem vergleichbaren Abschluss enthält (z. B. aus dem öffentlichen Dienst).⁷ Die Arbeit umfasst die Erwerbstätigen, die nicht zum Humankapital gezählt werden.

In der Regel wird der Kapitalstock mit der „perpetual inventory accounting“-Methode geschätzt (vgl. beispielsweise Rovolis/Spence 2002, 67 f.; 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.⁸

⁷ Siehe hierzu Kosfeld/Eckey/Dreger (2002), die diesen Humankapitalindikator erstmals verwenden. Die Informationen über die Laufbahngruppen der Beamten stammen von den Statistischen Landesämtern.

⁸ Ausgangspunkt der Schätzung des regionalen Kapitalstocks ist die Veröffentlichung des Bruttoanlagevermögens (Ausrüstungen und sonstige Anlagen) zu Marktpreisen auf der räumlichen Ebene von Bundesländern, wie sie vom Arbeitskreis „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung“ publiziert wird (http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/tab09.asp, abgerufen am 30. 03. 2005). Diese Länderergebnisse werden mit Hilfe der Sektoralstruktur und des Investitionsverhaltens auf die Ebene der Stadt- und Landkreise „heruntergebrochen“.

Wie in der Shift-Analyse üblich (Schätzl 2000, 77 ff.; Tengler 1989, 11 ff.), werden Struktur- und Standortfaktor unterschieden. Der Strukturfaktor ergibt sich durch Multiplikation der sektoralen Kapitalintensität auf Bundesebene mit seiner Ausprägung in den Stadt- und Landkreisen Deutschlands. Er berücksichtigt also, ob in einer Region kapitalintensive Branchen über- oder unterrepräsentiert sind. Die Schätzung des Standortfaktors basiert auf dem Investitionsverhalten von Unternehmen des Bergbaus und des Verarbei-

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

Bei Heranziehung von Verwaltungseinheiten kann eine nicht adäquate räumliche Abgrenzung zu einer regionalen Autokorrelation führen, die sich nicht auf Spillover-Effekte zurückführen lässt (Keilbach 2000, 12 f.). Deshalb werden 180 Arbeitsmarktregionen verwendet, die aufgrund von Pendlerverflechtungen abgegrenzt wurden (Eckey / Horn / Klemmer 1990; Eckey 2001).

4. Empirische Untersuchung

4.1 Schätzung der Produktionsfunktion

Da sich in der Regressionsgleichung (14) die quadratischen Terme und alle Wechselwirkungen mit Ausnahme von der Interaktion zwischen Arbeit und Humankapital als nicht signifikant erweisen und zudem Multikollinearität auftritt, werden die genannten Terme entfernt.⁹ Aufgrund der unterschiedlichen Produktivität in West- und Ostdeutschland wird eine Dummy-Variable ($D = 1$ für Westdeutschland) in das Modell zur Kontrolle aufgenommen. Somit lautet die lineare Regressionsgleichung für die i -te Region

tenden Gewerbes in den letzten zehn Jahren. Struktur- und Standortfaktor ergeben zusammen den Regionalfaktor, der – multipliziert mit der gesamtwirtschaftlichen Kapitalintensität und den Beschäftigten der Region – zu einer vorläufigen Schätzung führt, 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 8,9 % ab. Deshalb wird im letzten Schritt eine Korrektur auf Länderebene durchgeführt, die geschätzten regionalen Kapitalstöcke werden also so normiert, dass ihre Summe für die Bundesländer den Ergebnissen der amtlichen Statistik entspricht.

⁹ Ebenso wie Feser (2000) beziehen wir nicht signifikante quadratische Terme und Wechselwirkungen nicht ein.

(16)

$$\ln Y_i = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D_i + \alpha_P \cdot \ln P_i + \alpha_{\bar{P}} \cdot \ln \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot P_j \right) + \alpha_L \cdot \ln L_i + \alpha_K \cdot \ln K_i + \alpha_H \cdot \ln H_i + \beta_{LH} \cdot \ln L_i \cdot \ln H_i + u_i .$$

Die Ergebnisse der um gruppenweise Heteroskedastizität bereinigten Schätzung (feasible GLS-Schätzung) sind in Tabelle 2 dargestellt.¹⁰ Da der Moran-Koeffizient eine räumliche Abhängigkeit anzeigt, sind die Parameter dieses Regressionsmodells allerdings nicht effizient geschätzt.

Tabelle 2
Schätzung der Regressionskoeffizienten

	Feasible GLS-Schätzung [Gleichung (16)]			Spatial-Error-Modell [Gleichung (17)]		
	Re- gressions- koeffizient	t-Wert	p-Wert	Re- gressions- koeffizient	z-Wert	p-Wert
Konstante	3,546	26,188	< 0,01	3,706	29,145	< 0,01
Dummy-Variable (D)	0,329	19,656	< 0,01	0,330	17,620	< 0,01
Log. Patente (ln P)	0,018	2,219	0,028	0,020	2,395	0,017
ln (W · P)	0,012	2,285	0,024	0,011	1,953	0,051
log. Arbeit (ln L)	0,543	16,246	< 0,01	0,570	17,904	< 0,01
log. Kapital (ln K)	0,222	8,547	< 0,01	0,189	7,649	< 0,01
log. Humankapital (ln H)	0,100	4,273	< 0,01	0,096	4,335	< 0,01
ln L · ln H	0,017	4,629	< 0,01	0,018	5,296	< 0,01
Lambda (λ)	–	–	–	0,347	3,589	< 0,01
Gesamtes Modells	$R^2 = 0,997; F = 7667^{**}$			$R^{*2} = 0,995; L = 9,714^{**}$		
Test auf Autokorrelation	Moran's I = 0,147** Robust LM(error) = 9,507** Robust LM(lag) = 0,255			–		

Anmerkungen: p-Wert: zweiseitige Überschreitungswahrscheinlichkeit; R^2 = Determinationskoeffizient; R^{*2} = Verhältnis zwischen erklärter und Gesamtvarianz von ln Y; F: empirischer F-Wert; L: empirischer Wert des Likelihood-Ratio-Tests; **: signifikant auf einem Niveau von 0,01.

Weil der robuste LM(error)-Test hochsignifikant ist, wird eine räumliche Abhängigkeit im Fehlerterm aufgenommen. Eine Maximum-Likelihood-Schätzung der Gleichung

¹⁰ Die Heteroskedastizität konnte auf die Ost-West-Unterschiede bei den Residuen zurückgeführt werden. Deshalb wurde eine FGLS-Schätzung (feasible GLS) durchgeführt (Eckey/ Kosfeld/ Dreger 2001, 123 f.; Greene 2003, 235 f.).

(17)

$$\ln Y_i = \ln \alpha_0 + \alpha_1 \cdot D_i + \alpha_P \cdot \ln P_i + \alpha_{\bar{P}} \cdot \ln \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot P_j \right) + \alpha_L \cdot \ln L_i + \alpha_K \cdot \ln K_i \\ + \alpha_H \cdot \ln H_i + \beta_{LH} \cdot \ln L_i \cdot \ln H_i + \lambda \cdot u_i + \varepsilon_i$$

liefert die in Tabelle 2 wiedergegebenen Ergebnisse.¹¹ Alle Produktionsfaktoren üben einen signifikanten positiven Effekt auf den Output aus. Für die Effekte der eigenen Region gilt Folgendes:

- Die westdeutschen Regionen weisen im Mittel bei gleichen Bedingungen – Konstanthaltung der Produktionsfaktoren – eine um $\exp(0,330) = 1,391$ -mal so hohe Produktion auf wie die ostdeutschen Regionen.
- Erhöht sich in einer Region die Arbeit um 1 %, dann steigt die Bruttowertschöpfung durchschnittlich um 0,570 % (direkter Effekt) plus $0,018 \% \cdot \ln H$ (Effekt der Wechselwirkung). Diese Wechselwirkung kommt folgendermaßen zustande: Ein bereits hoher Einsatz des einen Faktors erhöht den Effekt eines Anstiegs des anderen Faktors auf den Output.
- Ähnlich wie bei der Arbeit ist die Interpretation der Regressionskoeffizienten des Humankapitals. Der direkte Effekt ist kleiner als bei der Arbeit, weil dieser Faktor in einem wesentlich geringeren Ausmaß vorhanden ist. Eine Erhöhung des Humankapitals um 1 % führt zu einer Steigerung des Outputs um $0,096 \%$ plus $0,018 \% \cdot \ln L$.
- Einfacher ist die Interpretation beim Kapital, weil hier keine Wechselwirkung vorhanden ist. Aufgrund von (17) ist α_K als Elastizität zu interpretieren. Bei einer Erhöhung des Kapitalstocks um 1 % würde man einen Zuwachs der Bruttowertschöpfung um 0,189 % erwarten.
- Das technische Wissen, operationalisiert über die Patente, ist zwar kein traditioneller Produktionsfaktor. Es differiert in den einzelnen Regionen und eine Verdoppelung des regionsspezifischen technischen Wissens führt unter Ausschaltung aller übrigen Effekte zu einem durchschnittlichen Anstieg der Produktion um 2 %.

Neben zufälligen räumlichen Effekten, die durch Lambda erfasst sind, enthält das Modell eine Abhängigkeit zwischen den Regionen, die sich auf Spillover-Effekte beim technischen Wissen, operationalisiert über die Patente, zurückführen lässt. Regionen profitieren also von technischem Wissen der Nachbarregionen, auch wenn der entsprechende Regressionskoeffizient nur schwach signifikant ist. Da andere Studien geringere Überschwappeffekte bei

¹¹ Zusätzlich wurde das Modell um gruppenweise Heteroskedastizität bereinigt. Die Maximum-Likelihood-Methode wurde der GMM-Schätzung vorgezogen, da die Nullhypothese des Jaque-Bera-Tests – Normalverteilung der Residuen bei der feasible GLS-Schätzung – nicht verwiesen werden konnte. Unter der Normalverteilungsannahme weist die ML-Methode gegenüber der GMM-Schätzung den Vorteil einer höheren Effizienz auf.

einer höher werdenden Ordnung der Nachbarschaftsmatrix¹² belegen (Paci/Pigliaru 2002; Kosfeld/Eckey/Dreger 2002) und auch ein Spatial-Lag zweiter Ordnung für die Patente in unserem Modell nicht signifikant ist¹³, erscheint eine ausschließliche Berücksichtigung der Wirkungen von angrenzenden Regionen gerechtfertigt.

4.2 Grenzproduktivitäten

Unter Verwendung von (8) können die Grenzproduktivitäten mit den in Tabelle 2 dargestellten Regressionskoeffizienten bestimmt werden. Für die Grenzproduktivität des Kapitals erhält man die Gleichung für die i -te Region

$$(18) \quad GP_{K_i} = \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} = \eta_{Y_i, K_i} \cdot \frac{Y_i}{K_i} = \alpha_K \cdot \frac{Y_i}{K_i} = 0,189 \cdot \frac{Y_i}{K_i}.$$

In Abbildung 1 ist die so berechnete Grenzproduktivität des Kapitals klassiert grafisch dargestellt. In westdeutschen Regionen nimmt sie tendenziell höhere Werte als in Ostdeutschland an. Sie ist insbesondere in prosperierenden Regionen, beispielsweise dem Münchener und Nürnberger Raum, in einigen Arbeitsmärkten rund um Stuttgart, Mannheim und Düsseldorf sowie im Rhein-Main-Gebiet stark ausgeprägt.

Relativ geringe Effekte haben Investitionen in vielen ostdeutschen Regionen, aber auch in westdeutschen Gebieten, wo bereits sehr viel Kapital vorhanden ist, beispielsweise in den Automobilhochburgen Wolfsburg und Ingolstadt. Bei einer Erhöhung des Kapitals um eine Million € liegt hier der Zuwachs bei der Bruttowertschöpfung unter 160.000 €.

Da in der Regressionsgleichung (17) eine Wechselwirkung zwischen Arbeit und Humankapital vorhanden ist, muss diese auch bei der Berechnung der Produktionselastizität der Arbeit

$$(19) \quad \eta_{Y_i, L_i} = \frac{\partial \ln Y_i}{\partial \ln L_i} = \alpha_L + \beta_{LH} \cdot \ln H_i = 0,570 + 0,018 \cdot \ln H_i$$

und damit auch der Grenzproduktivität von L_i

$$(20) \quad GP_{L_i} = \frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = \eta_{Y_i, L_i} \cdot \frac{Y_i}{L_i} = (0,570 + 0,018 \cdot \ln H_i) \cdot \frac{Y_i}{L_i}$$

¹² Eine Nachbarschaftsmatrix zweiter Ordnung hat beispielsweise Einsen, wenn zwischen zwei Regionen eine weitere Region liegt.

¹³ Ein Spatial-Lag zweiter Ordnung wurde in Alternativmodellen berücksichtigt, die allerdings nicht im Text dargestellt sind. Speziell wurde ein Spatial-Lag zweiter Ordnung in das Modell einbezogen, der sich sowohl bei der feasible GLS-Schätzung als auch bei der Maximum-Likelihood-Schätzung des Spatial-Error-Modells als nicht signifikant erwies (p -Wert von 0,358 bzw. von 0,901).

berücksichtigt werden. Ihre Werte sind Abbildung 2 in klassierter Form zu entnehmen. Sie ist in den prosperierenden Zentren Hamburg, Düsseldorf, Rhein-Main-Gebiet, Stuttgart und München am höchsten. Mit Ausnahme von Berlin liegt die Grenzproduktivität in Ostdeutschland unter 40.000 €.

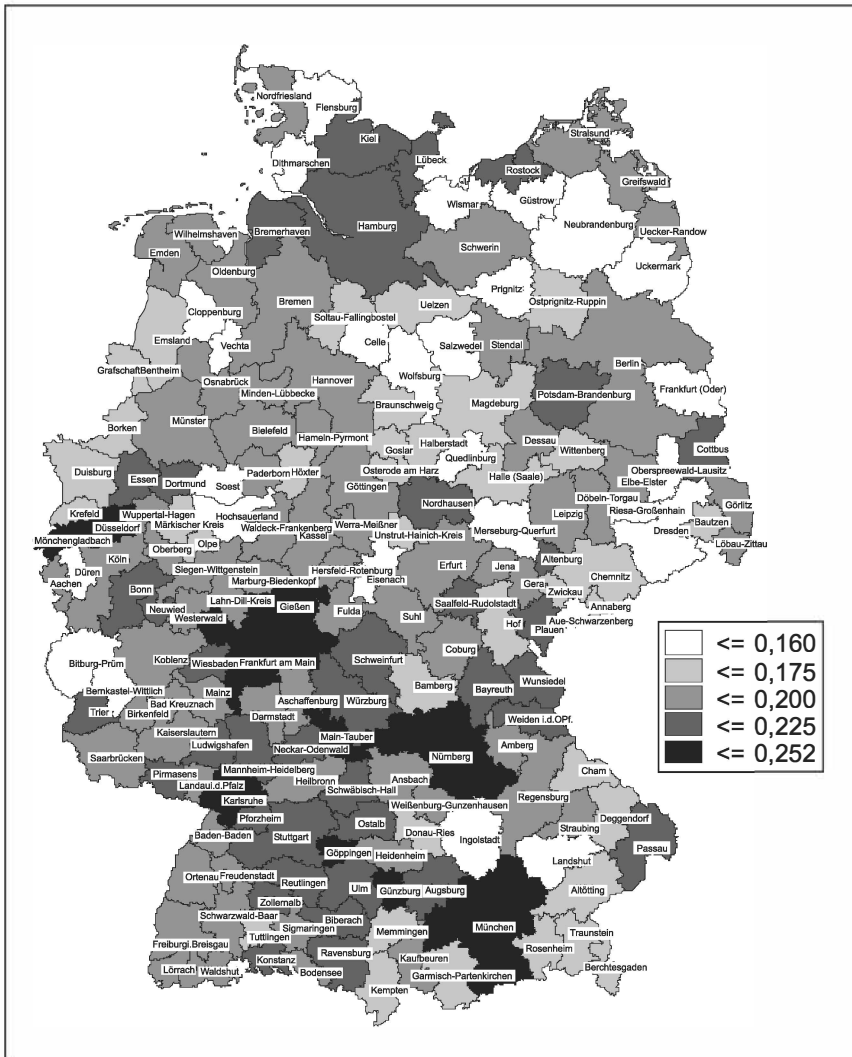


Abbildung 1: Grenzproduktivität des Kapitals in deutschen Arbeitsmarktregionen

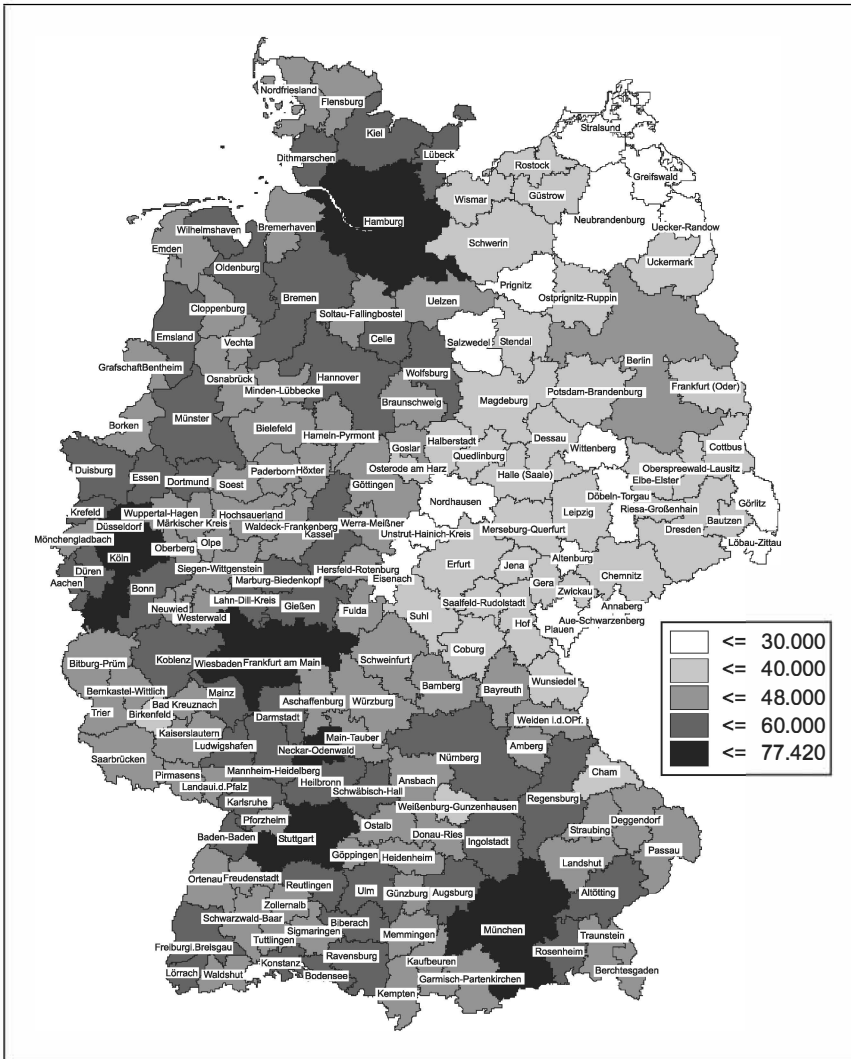


Abbildung 2: Grenzproduktivität der Arbeit in deutschen Arbeitsmarktregionen

Der Vergleich von Abbildung 1 und Abbildung 2 zeigt, dass die Grenzproduktivität der Arbeit meistens in den Regionen relativ hoch ist, wo auch die Grenzproduktivität des Kapitals überdurchschnittliche Werte annimmt. Dort, wo der Einsatz von weiterem Kapital sehr lohnend ist, kann auch zusätzliche

Schollers Jahrbuch 125 (2005) 2

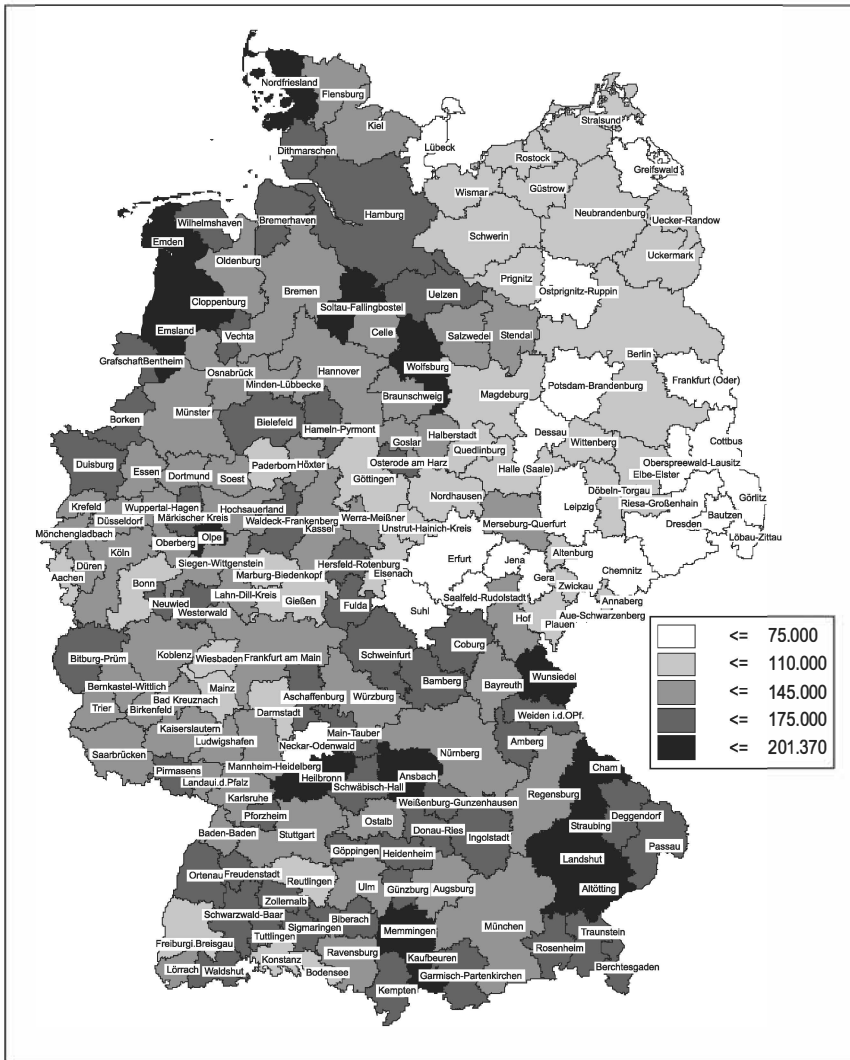


Abbildung 3: Grenzproduktivität des Humankapitals in deutschen Arbeitsmarktregionen

Arbeit produktiv eingesetzt werden. Ausnahmen bilden die kapitalintensiven Automobilregionen Ingolstadt und Wolfsburg mit produktiver Arbeit, aber aufgrund abnehmender Grenzproduktivitäten einem geringen Handlungsspielraum für den weiteren produktiven Einsatz von Kapital.

Schmollers Jahrbuch 125 (2005) 2

Die in Abbildung 3 dargestellte Grenzproduktivität des Humankapitals

$$(21) \quad GP_{H_i} = \frac{\partial Y_i}{\partial H_i} = \eta_{Y_i, H_i} \cdot \frac{Y_i}{H_i} = (0,096 + 0,018 \cdot \ln L_i) \cdot \frac{Y_i}{H_i}$$

ist durchschnittlich mehr als doppelt so groß wie die Grenzproduktivität der Arbeit. Das regionale Muster von GP_H und GP_L ist unterschiedlich, was hohe Grenzproduktivitäten betrifft. Die höchste Grenzproduktivität des Humankapitals ist nicht in den prosperierenden Zentren vorhanden, sondern im Umland dieser Zentren mit wenig Hochqualifizierten im Vergleich zu den übrigen beiden Produktionsfaktoren, z. B. in einigen Nordseeregionen, in Soltau-Fallingbostal, dem kapitalintensiven Wolfsburg und in einigen bayerischen Randregionen.

4.3 Allensche Substitutionselastizitäten

Allensche Substitutionselastizitäten (9) für die geschätzte Produktionsfunktion (17) wurden für die 180 Arbeitsmarktregionen mit Hilfe von Mathematica berechnet. Für die Arbeit und das Humankapital sind diese Koeffizienten in Abbildung 4 ausgewiesen. Erhöht sich der Preis eines der beiden Faktoren um 1 %, dann steigt die Menge des anderen Faktors bei konstantem Output um zwischen 0,95 % und 1,35 %.

Auffällig ist, dass in Regionen mit hohen Substitutionselastizitäten i. d. R. auch eine hohe Grenzproduktivität des Humankapitals vorhanden ist (vgl. hierzu auch Abbildung 3). In dem Hochlohnland Deutschland bestimmt also der Einsatz von Hochqualifizierten, wie Regionen auf Faktorpreisveränderungen auf den Arbeitsmärkten reagieren. Insbesondere in einigen westdeutschen Randregionen, in denen Humankapital knapp geworden zu sein scheint (vgl. Abschnitt 4.2) und produktiv eingesetzt wird, führt ein Kostenanstieg für Humankapital dazu, dass relativ viel geringqualifizierte Arbeit zusätzlich benötigt wird. Würde man in diesen Arbeitsmärkten die Löhne für Hochqualifizierte erhöhen, um ihrer Knappheit entgegenzuwirken, dann würde die Nachfrage nach Geringqualifizierten deutlich ansteigen.

Eine hohe Substitutionselastizität ist aber auch in München mit einer absolut großen Anzahl an abhängig Beschäftigten und damit einer relativ hohem Flexibilität auf dem Arbeitsmarkt vorhanden. Eine geringe Allensche Substitutionselastizität ist insbesondere in Ostdeutschland vorzufinden.

In Abbildung 5 sind Allensche Substitutionselastizitäten für das Kapital sowie Arbeit und Humankapital grafisch dargestellt. Generell liegt der Wert über eins. Steigen also die Arbeitskosten um 1 %, dann nimmt bei gleichem Output die Kapitalmenge um mehr als 1 % zu. Dieser Kapitalanstieg führt wiederum als arbeitssparender technischer Fortschritt zu einer Freisetzung von Beschäftigten.

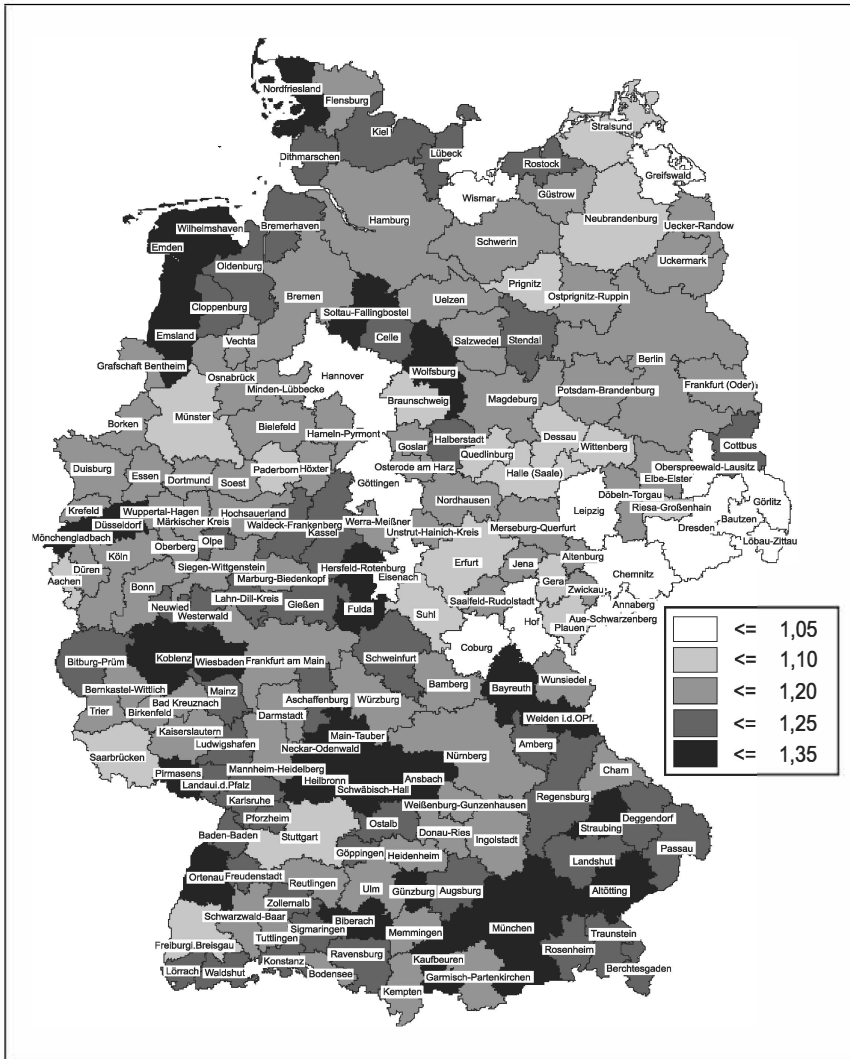


Abbildung 4: Allensche Substitutionselastizität für Arbeit und Humankapital

Da Humankapital durchschnittlich eine höhere Produktivität aufweist als Arbeit, verlangt eine Substitution von ihr auch einen höheren zusätzlichen Kapitaleinsatz. Beide Elastizitäten sind in den neuen Bundesländern tendenziell geringer als in Westdeutschland.

In Westdeutschland nimmt die Allensche Substitutionselastizität für das Kapital mit Ausnahme von München und Düsseldorf nicht in Zentren, bei-

Schmollers Jahrbuch 125 (2005) 2

spielsweise Hamburg, Hannover, Frankfurter Raum, Stuttgart und Nürnberg, hohe Werte an. Bei diesen großen Arbeitsmärkten würde man eigentlich eine hohe Flexibilität erwarten. Ein wesentlicher Grund mag im fortgeschrittenen Strukturwandel liegen. In Dienstleistungsberufen können Arbeitnehmer nämlich nur bedingt durch Kapital ersetzt werden.

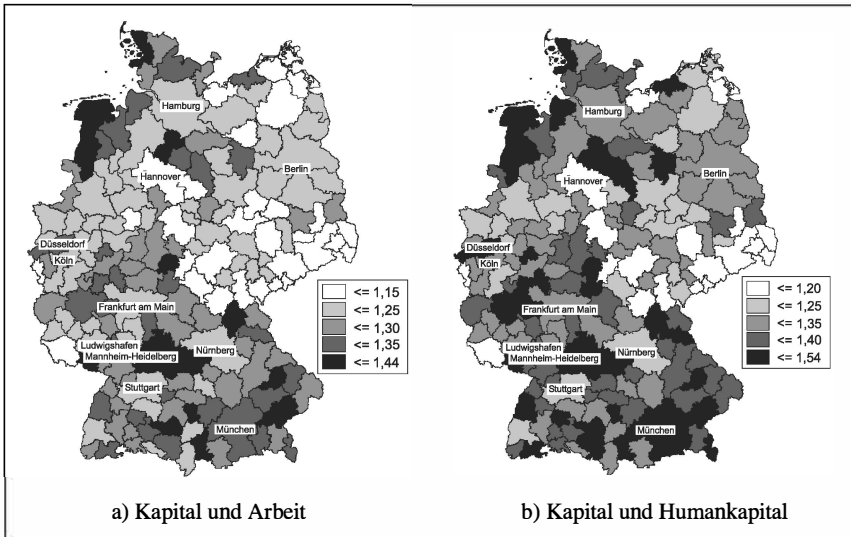


Abbildung 5: Allensche Substitutionselastizitäten für das Kapital

5. Wirtschaftspolitische Implikationen

Wirtschaftspolitische Implikationen beziehen sich auf die Verbreitung von Wissen, die Wirtschaftsförderung und die Beschäftigungsmaßnahmen / Lohnpolitik. Während das Wissen der eigenen Region in den Agglomerationsräumen rund um Hamburg, Hannover, Berlin, Düsseldorf, Köln, Stuttgart, Nürnberg sowie München besonders hohe Werte annimmt (vgl. Abbildung 6), profitieren von Wissensspillover-Effekten vor allem die Regionen um diese Zentren. Insbesondere starke Überschwappeffekte sind dabei für den Stuttgarter, Frankfurter und Münchener Raum festzustellen.

Mit Abbildung 6 lässt sich eine Konvergenz in Bezug auf das technische Wissen durch Spillovers nicht ableiten. Von Überschwappeffekten profitieren vornehmlich Regionen um die Zentren Hamburg, Hannover, Berlin, Düsseldorf, Köln, Stuttgart, Nürnberg sowie München, mit Ausnahme von den Nachbarregionen Berlins sind diese aber bereits durch ein relativ hohes technisches Wissensniveau gekennzeichnet.¹⁴

Das Ergebnis deutet zudem auf das Vorhandensein von Netzwerken in agglomerierten Räumen hin, deren Reichweite sich teilweise über angrenzende Arbeitsmarktregionen erstreckt.¹⁵ Damit wird ein Ergebnis von anderen Studien für Deutschland (u. a. Fritsch 2001 u. Lublinski 2003) gestützt. Da Hochschulen und zentrale Forschungsinstituten bei der Entwicklung regionaler Netzwerke eine tragende Rolle zukommt (Döring 2004, 122 f.), liegt in der Förderung von solchen Einrichtungen ein Anknüpfungspunkt für die Regionalpolitik. Im Rahmen der Strukturpolitik könnten auch Unternehmen bestimmter wissensintensiver Branchen gefördert (Rehfeld 1998) bzw. das Innovationsklima in Regionen verbessert werden (Koschatzky 2001, 336–339). Staatliche Eingriffe wären allerdings nicht durch eine allokativen Ineffizienz begründet, schließlich betont die Neue Ökonomische Geographie positive Wirkungen von Spillover-Effekten in agglomerierten Räumen (Krugman 1991, 52 ff.; Roos 2003, 107 f.; Südekum 2002, 130 ff.).

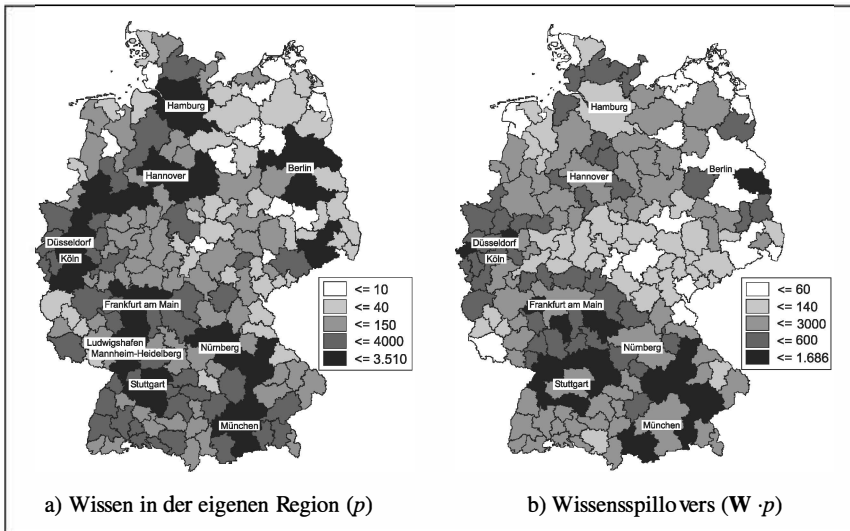


Abbildung 6: Wissen in der eigenen Arbeitsmarktregion und Wissensspillover-Effekte

Ineffizienz läge nur dann vor, wenn Wirtschaftssubjekte aufgrund der Externalität von Wissensspillovern zu geringe Ressourcen für die Wissenserzeugung

¹⁴ Für Deutschland bzw. Westdeutschland sind mehrere Konvergenzstudien verfügbar, wobei einige eine Konvergenz (Seitz 1995; Balz/Schulze 2001; Niebuhr 2001, 124; Kosfeld/Eckey/Dreger 2002), andere eine Divergenz (Bohl 1998) nahelegen.

¹⁵ Einen guten Überblick zum Stand der Forschung über regionale Cluster geben Breschi und Lissoni (2001) sowie Moßig (2002).

gung aufwenden würden (Döring 2004, 118 f.). Durch eine Technologieförderung könnte eine Internalisierung dieser externen Effekte intendiert werden. Eine jüngst durchgeführte Studie weist positive Effekte der öffentlichen Innovationsförderung in Ostdeutschland nach (Czarnitzki 2001). Vor dem Hintergrund der Staatsverschuldung und der Gefahr, dass nicht effiziente Betriebe aufgebaut bzw. erhalten werden, erscheint auch eine solche Lösung mit Problemen verbunden zu sein.¹⁶

Ein Vergleich der Grenzproduktivitäten des Kapitals (s. Abbildung 1) mit der gewährten Investitionszulage je Einwohner zeigt, dass die Investitionsförderung i. d. R. dort hohe Werte annimmt, wo eine niedrige Grenzproduktivität vorhanden ist.¹⁷ Hierbei handelt es sich um Regionen, die einen relativ geringen Kapitalstock besitzen und in denen ohne Förderung nur in geringem Ausmaß investiert werden würde. Aufgrund des Ausgleichsziels der Raumordnungspolitik in Deutschland (Irmen/Strubelt 1998, 2) ließe sich eine Förderung benachteiligter Regionen bei regionaler Wirksamkeit rechtfertigen, auch wenn die gesamtwirtschaftlichen Nettoeffekte marginal sind (Eckey/Kosfeld 2004).

In der regionalen Strukturpolitik sind die Auswirkungen einer Investitionsförderung auf die Arbeitsmärkte von besonderem Interesse (Blien 2002), zumal die Schaffung wettbewerbsfähiger Arbeitsplätze als Ziel der Regionalpolitik im 33. Rahmenplan der Gemeinschaftsaufgabe explizit genannt wird (abgedruckt in Eberstein/Karl 1996 ff., Kapitel D II 2, 8). Investitionsfördermaßnahmen beinhalten eine Verminderung der Kapitalpreise. Als indirekter Effekt entsteht dadurch aber auch eine geringere Nachfrage nach Arbeit und Humankapital, wenn sich durch die Investition der Output einer Region nicht verändert. Das Ausmaß dieser indirekten Effekte lässt sich an den in Abbildung 5 dargestellten Allenschen Substitutionselastizitäten ablesen.

In den ostdeutschen Regionen mit relativ hoher Investitionsförderung sind diese Effekte vergleichsweise gering. Sie sollten aber nicht unterbewertet werden, weil auch in Ostdeutschland eine Verbilligung des Kapitals um 1 % eine Verminderung der Arbeitsmenge um mehr als 1 % bewirkt. Eine zu intensive Förderung weist damit zwei negative volkswirtschaftliche Effekte auf: Sie ist ineffizient, und sie führt zu einer Freisetzung von Beschäftigten, wenn der

¹⁶ Die wirtschaftswissenschaftlichen Forschungsinstitute stellen in ihrem zweiten Forschungsbericht über die wirtschaftliche Lage in Ostdeutschland beispielsweise fest, dass die „massive öffentliche FuE-Förderung (...) bewirkte, dass ostdeutsche Unternehmen mehr FuE betreiben, als es die Markt- und Größenverhältnisse erwarten ließen. Dies wirft wiederum Zweifel an der Nachhaltigkeit der entstandenen FuE-Potentiale auf“ (DIW u. a. 2004, 16).

¹⁷ Die Höhe der Investitionsförderung kann Eberstein/Karl (1996 ff.), Kapitel D II 2, entnommen werden. Eine grafische Darstellung ist zu finden in Eckey/Kosfeld (2004, 2). Ausnahmen bilden u. a. die bereits angesprochenen Regionen Wolfsburg und Ingolstadt.

gesamtwirtschaftliche Output unverändert bleibt. Die höhere Kapitalausstattung in der verarbeitenden Industrie in Ostdeutschland im Vergleich zu den alten Bundesländern (DIW u. a. 2004, 21) deutet auf das partielle Vorhandensein dieses Problems hin (vgl. hierzu auch Smolny 2003a, 249 ff.).

Ähnliches wie für die Investitionsförderung gilt für Beschäftigungsmaßnahmen. Lohnkostenzuschüsse und ABM-Maßnahmen bewirken eine Senkung der Arbeitskosten. Bei einer Verminderung der durchschnittlichen Arbeitskosten in einer Region um 1 % nimmt aber auch der Kapitaleinsatz in dieser Region um über 1 % ab. Werden diese Beschäftigungsmaßnahmen verbreitet eingesetzt, dann verlangsamt sich möglicherweise der technische Fortschritt, was langfristig Wettbewerbsnachteile für diese Region beinhaltet.

Geeigneter als ABM-Maßnahmen erscheinen deshalb mobilitätsfördernde Maßnahmen, um insbesondere arbeitslosen Hochqualifizierten eine Beschäftigung zu verschaffen. Als Maßnahmen würden sich beispielsweise finanzielle Umzugshilfen, ein gezieltes Informieren von Hochschulabsolventen oder der Hochschulausbau in Regionen mit hohem GP_H -Wert anbieten. Möglicherweise lässt sich dadurch der Wegzug von Hochqualifizierten in agglomerierte Gebiete (Haas/Möller 2001) verlangsamen. Ein staatliches Eingreifen wäre hier möglicherweise aufgrund eines ineffizienten Einsatzes von Humankapital gerechtfertigt.

Bei niedrigen Grenzproduktivitäten besteht zwischen GP_H und GP_L tendenziell eine Übereinstimmung. Ein zusätzlicher Einsatz von hoch- und geringqualifizierter Arbeit in Ostdeutschland hat i. d. R. einen deutlich geringeren Effekt auf den Output als in den alten Bundesländern. Damit ist das Fortbestehen von niedrigeren ostdeutschen Löhnen gerechtfertigt. Wahrscheinlich ist die Annäherung der Ost- an die Westlöhne sogar zu schnell vonstatten gegangen (Smolny 2003 b). Neue Arbeitsplätze in Ostdeutschland können nur dann geschaffen werden, wenn die Löhne durchschnittlich mindestens ein Drittel niedriger sind als im Westen. Aufgrund der relativ geringen Grenzproduktivitäten in den neuen Bundesländern ist ein weiteres Abwandern von jungen Arbeitskräften in den Westen wahrscheinlich.

Insgesamt ist festzustellen, dass die regionalen Grenzproduktivitäten des Humankapitals und der Arbeit deutlich streuen. Die Abweichungen sind relativ stark selbst unter Berücksichtigung der Tatsache, dass die Branchenstruktur der Regionen nicht als Kontrollvariable vorhanden ist. Das Ergebnis legt eine weitere Flexibilisierung von Flächentarifverträgen nahe, zumal in Westdeutschland noch mehr als die Hälfte und in Ostdeutschland immerhin noch ein Viertel der Betriebe an Flächentarifverträge gebunden ist (Kohaut/Schnabel 2003).

Zu überlegen wäre zudem, ob die Entlohnung für Arbeit und Humankapital flexibler gestaltet werden sollte, zumal Humankapital und Arbeit in verschiedenen Regionen die höchsten Grenzproduktivitäten aufweisen. Durch eine an

die Grenzproduktivitäten angepasste Entlohnung könnten Arbeitnehmer gezielt in Regionen gelenkt werden, wo ihr zusätzlicher Einsatz mit starken Effekten auf die Produktivität verbunden ist. Das würde allerdings dem Ausgleichsziel in der Raumordnungspolitik widersprechen.

6. Resümee

Eine Literaturrecherche zeigt, dass bis jetzt noch keine regionale Produktionsfunktion für Gesamtdeutschland einschließlich der Berücksichtigung von Spillover-Effekten geschätzt wurde. Zudem fehlt eine Ableitung von wirtschaftspolitischen Implikationen. Diese Fragestellungen bilden die Untersuchungsziele ab.

Aus Ansätzen der endogenen Wachstumstheorie leiten wir eine Translog-Produktionsfunktion ab, die als Produktionsfaktoren neben der Arbeit und dem Kapital auch das Humankapital enthält. Das technische Wissen wird nicht extern vorgegeben, sondern über eine Wissensproduktionsfunktion modelliert, die zusätzlich zum Wissen der eigenen Region auch Wissensspillover enthält.

Die anschließende räumlich-ökonometrische Schätzung weist Regressionskoeffizienten mit positivem Vorzeichen aus, die alle signifikant sind. Wissensspillover gibt es hauptsächlich rund um westdeutsche Agglomerationsräume. Das Ergebnis legt die Existenz von regionalen Netzwerken nahe. Da Individuen diese Wissensspillover nicht internalisieren, könnte ein staatliches Eingreifen begründet werden.

Die Berechnung der Grenzproduktivitäten von Kapital und Arbeit zeigt, dass beide Größen meistens in gleichen Regionen über- oder unterdurchschnittliche Werte annehmen. Die höchsten Grenzproduktivitäten weisen westdeutsche Zentren auf. Die Grenzproduktivität des Kapitals ist meistens dort niedrig, wo auch Investitionsförderung gewährt wird. Hierbei handelt es sich um benachteiligte Regionen mit einem geringen Kapitalstock.

Die höchste Grenzproduktivität des Humankapitals liegt dagegen in Regionen um prosperierende Zentren, wo relativ wenig Humankapital vorhanden ist. Der Anstieg des Humankapitals in Agglomerationsräumen gegenüber peripheren Gebieten (Haas/Möller 2001) hat offenbar zu einer teilweisen Knappheit dieses Produktionsfaktors in Randregionen geführt. Der Trend wird sich verlangsamen, wenn man eine Entlohnung der Produktionsfaktoren nach den Grenzproduktivitäten unterstellt.

Genauere politische Aussagen würden branchenspezifische regionale Produktionsfunktionen zulassen. Hier ließe sich herausfinden, in welchen Branchen möglicherweise Humankapital knapp ist. Die starken Streuungen der Grenzproduktivitäten von Arbeit und Humankapital legen eine weitere Flexibilisierung von Tarifverträgen nahe, aber auch hier wäre eine branchenspezi-

fische Untersuchung sinnvoll. Probleme einer solchen Vorgehensweise zeichnen sich allerdings bei der branchenspezifischen Schätzung des Kapitalstocks sowie bei der Verfügbarkeit von Daten für die übrigen Produktionsfaktoren ab.

Die Allenschen Substitutionselastizitäten für die Arbeit und das Humankapital zeigen eine bemerkenswerte Übereinstimmung mit den Grenzproduktivitäten des Humankapitals. Insbesondere in westdeutschen Randregionen, in denen qualifizierte Arbeit knapp geworden zu sein scheint und dieser Faktor relativ produktiv eingesetzt wird, muss relativ viel zusätzliche Arbeit aufgewendet werden, um Humankapital zu substituieren.

Für wirtschaftspolitische Implikationen sind die Allenschen Substitutionselastizitäten für das Kapital sowie Arbeit und Humankapital von besonderer Relevanz. Eine Erhöhung des Kapitalpreises um 1 % bewirkt eine Ausweitung der anderen beiden Produktionsfaktoren um mehr als 1 % und umgekehrt. Da die Investitionsförderung Kapitalpreise vermindert und Beschäftigungsprogramme in Form von ABM-Maßnahmen und Lohnzuschüssen die Lohnkosten senken, wirken sich solche Maßnahmen in Höhe der Allenschen Elastizitäten auf die anderen Faktoren aus. Die negativen indirekten Auswirkungen – wie Verminderung der Beschäftigten bei Investitionsprogrammen durch höhere Kapitalintensität bzw. geringerer Kapitaleinsatz bei Beschäftigungsmaßnahmen – sind bei staatlichen Eingriffen zu berücksichtigen.

Literatur

- Alexiadis, S./Tomkins, J.* (2004): Convergence Clubs in the Regions of Greece, *Applied Economics Letters* 11, 387–391.
- Andrade, E. et al.* (2004): Convergence Clubs among Brazilian Municipalities, *Economics Letters* 83, 179–184.
- Anselin, L.* (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*, Dordrecht, Boston, London.
- Anselin, L./Bera, A. K.* (1998): Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, in: A. Ullah/D. E. Giles (Hrsg.), *Handbook of Applied Statistics*, New York u. a., 227–289.
- Anselin, L./Varga, A./Acs, Z.* (2000): Geographic and Sectoral Characteristics of Academic Knowledge Externalities, *Papers in Regional Science* 79, 435–443.
- Balz, C./Schulze, P. M.* (2001): Die sektorale Dimension der regionalen Konvergenz, in: P. M. Schulze (Hrsg.), *Regionales Wirtschaftswachstum und Strukturwandel. Quantitative Analysen mit Regionaldaten für die Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt am Main u. a., 38–57.
- Barro, R. J./Sala-I-Martin, X.* (1999): *Economic Growth*, 2. Aufl., Cambridge, Mass.
- Bauer, T.* (1997): Lohneffekte der Zuwanderung. Eine empirische Untersuchung für Deutschland, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 30, 652–656.

- Baumont, C./Ertur, C./Le Gallo, J.* (2003): Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process 1980–1995, in: B. Fingleton (Hrsg.), *European Regional Growth*, Berlin u. a., 131–158.
- Benzler, G./Wink, R.* (2004): Regionale Innovationspole. Schlüssel zu mehr Wachstum in Deutschland?, *List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik* 30, 253–270.
- Blien, Uwe* (2002): Beschäftigungspolitik und Arbeitsmarkt bei unterschiedlichen regionalen Problemlagen. Eine Analyse zur Wirksamkeit von aktiver Arbeitsmarktpolitik und Investitionsförderung in Ostdeutschland, in: E. Dick/H. Mäding (Hrsg.), *Bevölkerungsschwund und Zuwanderungsdruck in den Regionen*, Münster, 49–62.
- Boarnet, M. G.* (1998): Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure, *Journal of Regional Science* 38, 381–400.
- Bode, E.* (2004): The Spatial Pattern of Localized R&D Spillovers. An Empirical Investigation for Germany, *Journal of Economic Geography* 4, 43–64.
- Bohl, T.* (1998): Konvergenz westdeutscher Regionen? Neue empirische Ergebnisse auf der Basis von Panel-Einheitswurzeltests, *Konjunkturpolitik* 44, 82–99.
- Breschi, S./Lissoni, F.* (2001): Localised Knowledge Spillovers vs. Innovative Milieux. Knowledge „Tacitness“ Reconsidered, *Papers in Regional Science* 80, 255–273.
- Bretschger, L.* (1996): *Wachstumstheorie*, München/Wien.
- (1999): Knowledge Diffusion and the Development of Regions, *Annals of Regional Science* 33, 251–268.
- Christensen, L. R./Jorgenson, D. W./Lau, L. J.* (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers, *Review of Econometrics and Statistics* 55, 28–45.
- Christopoulos, D. K./Tsonas, E. G.* (2004): Convergence and Regional Productivity. Evidence from Greek Prefectures, *Annals of Regional Science* 38, 387–396.
- Cliff, A. D./Ord, J. K.* (1973): *Spatial Autocorrelation*, London.
- Czarnitzki, D.* (2001): Die Auswirkungen der Forschungs- und Technologiepolitik auf die Innovationsaktivitäten ostdeutscher Unternehmen, *Schmollers Jahrbuch* 121, 539–560.
- Denny, M./Fuss, M.* (1977): The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates, *American Economic Review* 67, 404–418.
- DIW et al.* (Hrsg.) (2004): Zweiter Forschungsbericht wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute über die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland, *Kieler Diskussionsbeiträge*, Nr. 406, Kiel.
- Döring, T.* (2004): Räumliche Wissensspillover und regionales Wirtschaftswachstum. Stand der Forschung und wirtschaftspolitische Implikationen, *Schmollers Jahrbuch* 124, 95–137.
- Eberstein, H. H./Karl, H.* (Hrsg.) (1996): *Raumordnung und Wirtschaftsförderung*, 3. Aufl., Köln.
- 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. (2004): Regionaler Wirkungsgrad und räumliche Ausstrahlungseffekte der Investitionsförderung, Volkswirtschaftliche Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Universität Kassel 55/04, Kassel.
- Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Dreger, C. (2001): Ökonometrie, 2. Aufl., Wiesbaden.
- Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Dreger, C. (2002): Regional Convergence in Unified Germany: A Spatial Econometric Perspective, Volkswirtschaftliche Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Universität Kassel 39/02, Kassel.
- Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Stock, W. (2000): Regionale Produktivitäts- und Substitutionseffekte der Verkehrsinfrastruktur, Aachen.
- Feser, E. J. (2000): Agglomeration, Enterprise Size and Productivity, in: B. Johansson/C. Karlsson/R. R. Stough (Hrsg.), Theories of Endogenous Regional Growth, Berlin u. a., 231 – 254.
- Florax, R. J./Rey, S. (1995): The Impacts of Misspecified Spatial Interaction in Linear Regression Models, in: L. Anselin/R. J. Florax, New Directions in Spatial Econometrics, Berlin u. a.
- Frenkel, M./Hemmer, H.-R. (1999): Grundlagen der Wachstumstheorie, München.
- Fritsch, M. (2001): Co-operation in Regional Innovation Systems, Regional Studies 35, S. 297 – 307.
- Frondel, M. (1999): Interpreting Allen, Morishima and Technical Elasticities of Substitution. A Theoretical and Empirical Comparison, Discussion paper series der wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät von der Universität Heidelberg 292, Heidelberg.
- Genosko, J. (1999): Netzwerke in der Regionalpolitik, Marburg.
- Greene, W. H. (2003): Econometric Analysis, 5. Aufl., New Jersey.
- Greif, S./Schmidl, D. (2002): Patentatlas Deutschland – Ausgabe 2002. Dynamik und Strukturen der Erfindungstätigkeit, München.
- Greunz, L. (2003): Geographically and Technologically Mediated Knowledge Spillovers between European Regions, Annals of Regional Science 37, 657 – 680.
- Griffith, D. A. (1996): Spatial Autocorrelation and Eigenfunctions of the Geographic Weights Matrix Accompanying Geo-Referenced Data, Canadian Geographer 40, 351 – 367.
- Griliches, Z. (1979): Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth, Bell Journal of Economics 10, 92 – 116.
- Grossman, G. M./Helpman, E. (1989): Production Development and International Trade, Journal of Political Economy 97, 1261 – 1283.
- Grupp, H. (1997): Messung und Erklärung des Technischen Wandels. Grundzüge einer empirischen Innovationsökonomik, Berlin u. a.
- Haas, A./Möller, J. (2001): Qualifizierungstrends und regionale Disparitäten. Eine Untersuchung auf Grundlage der IAB-Beschäftigungsstichprobe aus der Beschäftigtenstatistik, Mitteilungen aus Arbeitsmarkt und Berufsforschung 34, 139 – 151.

- Hengevoss, T.* (1990): Dienstleistungen, technischer Fortschritt und industrielle Wettbewerbsfähigkeit. Eine industrieökonomische Analyse der schweizerischen Textilbranche mit Hilfe der Translog-Kostenfunktion, Diss., Winterthur.
- Hesse, H./Linde, R.* (1976): Gesamtwirtschaftliche Produktionstheorie. Teil 1, Würzburg, Wien 1976.
- Humphrey, D. B./Moroney, J. R.* (1975): Substitution among Capital, Labor and Natural Resource Products, *Journal of Political Economy* 83, 57 – 82.
- Irmen, E./Strubelt, W.* (1998): Raumordnung und Wirtschaftsförderung, in: H. H. Eberstein/H. Karl (Hrsg.), *Handbuch der regionalen Wirtschaftsförderung*, 3. Aufl., Köln, Abschnitt IV, 1 – 36.
- Jaffe, A. B./Trajtenberg, M./Henderson, R.* (1993): Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations, *Quarterly Journal of Economics* 108, 577 – 598.
- Keilbach, M.* (2000): Spatial Knowledge Spillovers and the Dynamics of Agglomeration and Regional Growth, Diss., Heidelberg, New York.
- Klotz, S.* (1998): Ökonometrische Modelle mit raumstruktureller Autokorrelation. Eine kurze Einführung, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218, 168 – 196.
- Kohaut, S./Schnabel, C.* (2003): Tarifverträge – nein danke!? Ausmaß und Einflussfaktoren der Tarifbindung west- und ostdeutscher Betriebe, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223, 312 – 331.
- Koschatzky, K.* (2001): Räumliche Aspekte im Innovationsprozess. Ein Beitrag zur neuen Wirtschaftsgeographie aus Sicht der regionalen Innovationsforschung, Münster.
- Kosfeld, R./Eckey, H.-F./Dreger, C.* (2002): Regional Convergence in Unified Germany. A Spatial Econometric Perspective, *Volkswirtschaftliche Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Universität Kassel* 39/02, Kassel.
- Krugman, P.* (1991): *Geography and Trade*, Leuven, Cambridge.
- Kymn, K. O./Hismanick, J. J.* (2001): The CES-Translog Production Function, Returns to Scale and AES, *Bulletin of Economic Research* 53, 207 – 214.
- Linde, R.* (1977): Produktionsfunktionen, in: W. Albers (Hrsg.), *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften*, 276 – 295.
- Lublinski, A. E.* (2003): Does Geographic Proximity Matter? Evidence from Clustered and Non-clustered Aeronautic Firms in Germany, *Regional Studies* 37, 453 – 467.
- Lucas, R. E.* (1988): On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 22, 3 – 42.
- Marshall, A.* (1920): *Principles of Economics*, London (Nachdruck von 1990).
- Maurseth, P. B./Verspagen, B.* (2002): Knowledge Spillovers in Europe. A Patent Citations Analysis, *Scandinavian Journal of Economics* 104, 531 – 545.
- Moßig, I.* (2002): Konzeptioneller Überblick zur Erklärung der Existenz geographischer Cluster. Evolution, Institutionen und die Bedeutung des Faktors Wissen, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 22, 55, 143 – 161.

- Nadiri, I.* (1982): Producers Theory, in: K. J. Arrow / M. D. Intriligator (Hrsg.), *Handbook of Mathematical Economics 2*, Amsterdam / New York / Oxford, 431 – 490.
- Natrop, J.* (1986): Bestimmung von Translog-Produktions- / Translog-Kostenfunktionen für die Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland. Eine ökonometrische Untersuchung für die Jahre 1954 – 1974, Diss., Frankfurt am Main.
- Niebuhr, A.* (2001): Convergence and the Effects of Spatial Interaction, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 21, 55, 113 – 133.
- Ord, K.* (1975): Estimation Methods for Models of Spatial Interaction, *Journal of American Statistical Association* 70, 120 – 126.
- Paci, R. / Pigliaru, F.* (2002): Technological Diffusion, Spatial Spillovers and Regional Convergence in Europe, in: J. R. Cuadrado-Roura / M. Parellada (Hrsg.), *Regional Convergence in the European Union*, Berlin u. a., 273 – 292.
- Rehfeld, R.* (1998): Regionale Entwicklungspolitik durch Kooperation und Netzwerke, in: A. Benz / E. Holtmann (Hrsg.), *Gestaltung regionaler Politik. Empirische Befunde, Erklärungsansätze und Praxisfelder*, Opladen, 45 – 60.
- Romer, P. M.* (1986): Increasing Returns and Long-Run Growth, *Journal of Political Economy* 94, 1002 – 1037.
- Roos, M.* (2003): Internationale Integration und die Neue Ökonomische Geographie, *Perspektiven zur Wirtschaftspolitik* 4, 107 – 121.
- 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.
- Sato, R. / Koizumi, T.* (1973): On the Elasticities of Substitution and Complementarity, *Oxford Economic Papers* 25, 44 – 56.
- Schätzl, L.* (2000): *Wirtschaftsgeographie 2. Empirie*, 3., überarbeitete und erweiterte Aufl., Paderborn u. a.
- Schulze, P. M.* (1993/94): Zur Messung räumlicher Autokorrelation, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 14 / 15, 57 – 78.
- Seitz, H.* (1995): Konvergenz. Theoretische Aspekte und empirische Befunde für Westdeutschland, *Konjunkturpolitik* 41, 168 – 198.
- Senker, J. / Faulkner, W.* (1996): Networks, Tacit Knowledge and Innovation, in: R. Coombs u. a., *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* (Hrsg.) (2003): *Statistik regional. Daten für die Kreise und kreisfreien Städte Deutschlands*, o. O.

- Südekum, J.* (2002): Wie sinnvoll ist die Regionalpolitik der Europäischen Union?, *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 51, 121 – 141.
- Tengler, H.* (1989): *Die Shift-Analyse als Instrument der Regionalforschung*, Stuttgart.
- Uebe, G.* (1976): *Produktionstheorie*, Berlin, Heidelberg, New York.
- Upton, G. J./ Fingleton, B.* (1985): *Spatial Data Analysis by Example, Volume I*, New York u. a.
- Varga, A.* (2000a): Local Academic Knowledge Transfers and the Concentration of Economic Activity, *Journal of Regional Science* 40, 289 – 309.
- (2000b): University and Regional Economic Development. Does Agglomeration Matters, in: B. Johansson/C. Karlsson/R. R. Stough (Hrsg.), *Theories of Endogenous Regional Growth*, Berlin u. a., 345 – 367.

Anhang

Zusätzlich wurden getrennte Schätzungen der Produktionsfunktion für West- und Ostdeutschland vorgenommen, die in den folgenden Tabellen wiedergegeben sind. Ost-West-Unterschiede bestehen mit Ausnahme von Lambda weniger in der Größenordnung der Regressionskoeffizienten als bei den p-Werten. Die fehlende Signifikanz der Patente in Ostdeutschland führen wir auf die geringeren Freiheitsgrade zurück. Verbleibende Differenzen in beiden Landesteilen werden in unserem Modell durch die Dummy-Variable erfasst. Der Koeffizient Lambda wurde nicht zur Berechnung der Grenzproduktivitäten und Substitutionselastizitäten verwendet. Insofern erscheint die von uns gewählte Vorgehensweise als gerechtfertigt.

Tabelle 3

Schätzung der Modelle für Westdeutschland
(abhängige Variable \ln BWS)

	OLS-Schätzung			Spatial-Error-Modell		
	Regressions- koeffizient	<i>t</i> -Wert	<i>p</i> -Wert	Regressions- koeffizient	<i>z</i> -Wert	<i>p</i> -Wert
Konstante	3,751	20,578	< 0,01	3,869	22,864	< 0,01
Log. Patente ($\ln P$)	0,022	2,415	0,017	0,020	2,062	0,039
$\ln(W \cdot P)$	0,011	1,835	0,069	0,009	1,409	0,159
log. Arbeit ($\ln L$)	0,510	13,179	< 0,01	0,544	15,025	< 0,01
log. Kapital ($\ln K$)	0,250	7,533	< 0,01	0,223	7,072	< 0,01
log. Humankapital ($\ln H$)	0,092	3,571	< 0,01	0,091	3,914	< 0,01
$\ln L \cdot \ln H$	0,018	4,248	< 0,01	0,018	4,789	< 0,01
Lambda (λ)	–	–	–	0,080	3,856	< 0,01
Gesamtes Modell	$R^2 = 0,997$; $F = 6359^{**}$			$R^{*2} = 0,998$; $L = 11,440^{**}$		
Test auf Autokorrelation	Moran's I = 0,195** Robust LM(error) = 12,626** Kelejian-Robinson (error) = 26,506** Robust LM(lag) = 0,056			–		

Tabelle 4

Schätzung der Modelle für Ostdeutschland
(abhängige Variable \ln BWS)

	OLS-Schätzung			Spatial-Error-Modell		
	Regressions- koeffizient	<i>t</i> -Wert	<i>p</i> -Wert	Regressions- koeffizient	<i>z</i> -Wert	<i>p</i> -Wert
Konstante	3,641	13,366	< 0,01	3,802	16,671	< 0,01
Log. Patente ($\ln P$)	–0,004	–0,167	0,868	0,015	0,778	0,436
$\ln(W \cdot P)$	0,008	0,861	0,394	0,009	0,985	0,325
log. Arbeit ($\ln L$)	0,588	6,886	< 0,01	0,640	8,377	< 0,01
log. Kapital ($\ln K$)	0,194	4,232	< 0,01	0,145	3,786	< 0,01
log. Humankapital ($\ln H$)	0,135	2,125	0,040	0,113	1,955	0,051
$\ln L \cdot \ln H$	0,014	1,754	0,087	0,014	1,968	0,049
Lambda (λ)	–	–	–	0,459	2,883	0,004
Gesamtes Modell	$R^2 = 0,996$; $F = 1461^{**}$			$R^{*2} = 0,992$; $L = 4,311^*$		
Test auf Autokorrelation	Moran's I = 0,173* Robust LM(error) = 2,120 Kelejian-Robinson (error) = 18,157* Robust LM(lag) = 1,753			–		

Anmerkungen: *p*-Wert: zweiseitige Überschreitungswahrscheinlichkeit; R^2 = Determinationskoeffizient; R^{*2} = Verhältnis zwischen erklärter und Gesamtvarianz von $\ln Y$; F : empirischer F -Wert; L : empirischer Wert des Likelihood-Ratio-Tests; *: signifikant auf einem Niveau von 0,05; **: signifikant auf einem Niveau von 0,01.