

Bode, Eckhardt

**Book — Digitized Version**

## Lokale Wissensdiffusion und regionale Divergenz in Deutschland

Kieler Studien, No. 293

**Provided in Cooperation with:**

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

*Suggested Citation:* Bode, Eckhardt (1998) : Lokale Wissensdiffusion und regionale Divergenz in Deutschland, Kieler Studien, No. 293, ISBN 3161470680, Mohr Siebeck, Tübingen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/1038>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

ECKARDT BODE

Lokale Wissensdiffusion  
und regionale Divergenz  
in Deutschland

865569

KIELER STUDIEN 293

Herausgegeben von Horst Siebert

Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel

---

**Mohr Siebeck**

*Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme*

*Bode, Eckhardt:*

Lokale Wissensdiffusion und regionale Divergenz in Deutschland /

Eckhardt Bode. - Tübingen : Mohr Siebeck, 1998

(Kieler Studien ; 293)

ISBN 3-16-147068-0

© Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel; J. C. B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen  
1998

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht gestattet, das Werk oder Teile daraus in irgendeiner Form (Fotokopie, Mikrofilm oder einem anderen Verfahren) zu vervielfältigen oder unter Verwendung elektronischer Systeme zu verarbeiten oder zu verbreiten.

Printed in Germany

ISSN 0340-6989

Meinen Eltern, Irmgard und Heinz Bode,  
sowie meiner Ehefrau, Astrid Seegers-Bode

## Vorwort

Die vorliegende Arbeit, die im Institut für Weltwirtschaft entstand, beschäftigt sich vornehmlich mit dem Einfluß der Entwicklung und der Diffusion neuen technischen Wissens auf das regionale Wachstum. Die theoretisch fundierte, aber vornehmlich empirische Analyse wurde für Regionen in Westdeutschland vorgenommen. Regionen in den neuen Bundesländern konnten leider (noch) nicht in die Analyse einbezogen werden, weil die statistischen Daten nur eingeschränkt verfügbar und der Zeitraum seit der Wiedervereinigung für die vorliegende Fragestellung zu kurz waren. Da die Wachstumstheorie, auf der die Untersuchung basiert, eine Theorie der längerfristigen Wirtschaftsentwicklung ist, muß auch die empirische Analyse einen möglichst langen Zeitraum umfassen.

Neben der ökonometrischen Analyse hatte ich im Laufe der Arbeit die Gelegenheit, eine sehr individuelle Feldstudie über die Formen und Eigenarten des Wissenstransfers vorzunehmen. Ich wählte für mich die Rolle des Nachfragers von Wissen. Die Rolle des Anbieters übertrug ich verschiedenen Personen in meinem Umfeld. Die Ergebnisse dieser Studie zeigen eindeutig, daß die Intensität und die ökonomischen Vorteile des Wissenstransfers durch die ökonometrischen Analysen bei weitem unterschätzt werden. Den Mitwirkenden an der Feldstudie, die einen wesentlichen Beitrag zu meiner Humankapitalakkumulation geleistet haben, sei an dieser Stelle ganz besonders gedankt, an erster Stelle natürlich den akademischen Lehrern Prof. Dr. Horst Siebert und Prof. Dr. Gerd Hansen, die wertvolle Anregungen geliefert, sorgfältig geprüft und kritisch hinterfragt haben. Zu danken ist auch Prof. Dr. Franz-Josef Bade, der den Grundstein für die Arbeit gelegt hat, sowie den — gegenwärtigen und ehemaligen — Kollegen in der Forschungsabteilung „Raumwirtschaft und Infrastruktur“ des Instituts unter der Leitung von Prof. Dr. Rüdiger Soltwedel, die mir Zeit geschenkt und stets für kritische und konstruktive Diskussionen zur Verfügung gestanden haben. Insbesondere Frank Bickenbach und Lars Kumkar haben in diesem Zusammenhang einen unschätzbaren Beitrag geleistet; sie standen im Zentrum der Feldstudie. Mein besonderer Dank gilt auch Michael Fertig für zahlreiche Anregungen und Kommentare. Außerordentlicher Dank gebührt Andrea Schäfer, die mit viel Energie und Geduld die zeit- und nervenaufreibende Aufgabe gemeistert hat, die der Arbeit zugrundeliegenden umfangreichen Datensätze zusammenzutragen und aufzubereiten. Bei der Einarbeitung in das Softwarepaket SAS erfuhren sie und

## VI *Vorwort*

der Autor wertvolle Unterstützung durch Sabine Bäche und Werner Ente. Schließlich danke ich Monika Kühl, Kirsten Lade und Renate Schramm für die wiederholte Überarbeitung der Manuskripte sowie Ute Heinecke, Itta Schulte und Korinna Werner-Schwarz für die redaktionelle Bearbeitung.

Für finanzielle Unterstützung danke ich der Deutschen Forschungsgemeinschaft, die die Erstellung des Kapitels C im Rahmen ihres Schwerpunktprogramms „Technologischer Wandel und Regionalentwicklung in Europa“ förderte.

Kiel, im September 1998

Eckhardt Bode

# Inhalt

<b>A. Problemstellung</b> .....	1
<b>B. Wachstumstheoretische Grundlagen der empirischen Untersuchung</b> .....	5
I. Modelle der neuen Wachstumstheorie: Ein kurzer Überblick.....	5
1. Modelle der geschlossenen Volkswirtschaft.....	6
2. Modelle offener Volkswirtschaften .....	12
II. Die Ableitung von Testhypothesen .....	14
1. Grundzüge des theoretischen Modells .....	15
2. Steady-State-Gleichgewicht.....	20
3. Testhypothesen .....	22
<b>C. Lokale Wissensdiffusion und regionales Wachstum</b> .....	24
I. Zum Stand der empirischen Forschung .....	24
1. Mikroökonomisch orientierte Untersuchungen .....	25
2. Makroökonomisch orientierte Untersuchungen.....	29
II. Ableitung der ökonometrischen Schätzfunktion .....	43
1. Die Schätzfunktion im Überblick .....	43
2. Die Variablen des theoretischen Modells .....	46
3. Die ergänzenden erklärenden Variablen.....	54
4. Kontrollvariable .....	63
III. Datengrundlage, Schätzmethode und Tests.....	66
IV. Schätzergebnisse .....	67
1. Statistische Signifikanz: Kann das Wachstumsmodell Wachstum erklären? .....	67
2. Ökonomische Signifikanz: Wieviel Wachstum kann das Wachstumsmodell erklären?.....	81

V. Wissensdiffusion als Ursache der Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen .....	86
VI. Fazit.....	88
<b>D. Konvergieren oder divergieren die regionalen Pro-Kopf-Einkommen? .....</b>	<b>90</b>
I. Zum Begriff der Konvergenz regionaler Pro-Kopf-Einkommen .	91
II. Konvergenzregressionen .....	93
1. Methodik.....	93
2. Ergebnisse bisheriger Untersuchungen auf regionaler Ebene.	98
3. Konvergenzregressionen für 75 westdeutsche Regionen 1976–1992 .....	107
III. Diskrete Markov-Ketten.....	114
1. Methodik.....	114
2. Ergebnisse bisheriger Untersuchungen auf regionaler Ebene.	119
3. Markov-Ketten für Westdeutschland: Konvergenz oder Divergenz?.....	120
IV. Fazit.....	129
<b>E. Wirtschaftspolitische Implikationen.....</b>	<b>131</b>
I. Wirtschaftspolitische Maßnahmen auf regionaler Ebene .....	131
1. Handlungsoptionen im Überblick.....	131
2. Zur Internalisierung lokaler Wissensdiffusion durch FuE-Subventionen .....	134
3. Zur Internalisierung lokaler Wissensdiffusion durch die Förderung von Institutionen des Wissenstransfers .....	137
II. Zur regionalen Verteilungspolitik durch überregionale Gebietskörperschaften.....	143
III. Fazit.....	146
<b>F. Zusammenfassung der Ergebnisse.....</b>	<b>148</b>

<b>Anhang</b> .....	151
I. Statistische Grundlagen der Schätzungen.....	151
II. Methodik und Annahmen der Tests auf fehlende räumliche Autokorrelation, Homoskedastizität und Strukturkonstanz.....	168
III. Deskriptive Statistiken und Korrelationskoeffizienten für die in Abschnitt C.IV verwandten Variablen .....	177
IV. Zur Vernachlässigung einer Dummy für die Regionen Allgäu und Main-Rhön in Abschnitt C.IV .....	179
V. Ergänzende Testregressionen zu Abschnitt C.IV .....	180
VI. Herleitung des Schätzers $\hat{\beta}_1$ in Gleichung [D.5] .....	184
VII. Weitere Schätzungen diskreter Markov-Ketten .....	186
<b>Literaturverzeichnis</b> .....	189
1. Monographien und Aufsätze .....	189
2. Quellen des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter .....	201
<b>Schlagwortregister</b> .....	203

## Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1	— Umfang und räumliche Wirkungen des kommunalen Finanzausgleichs in 75 westdeutschen Regionen 1978 und 1985.....	59
Tabelle 2	— Ergebnisse der Schätzungen von Gleichung [C.3].....	68
Tabelle 3	— Geschätzte Wachstumsimpulse der drei Variablen <i>FEDICHTE</i> , <i>BRANCHSPIL</i> und <i>UNISPIL</i> bei unterschiedlichen Werten für die Variablen des theoretischen Modells 1976–1992.....	85
Tabelle 4	— Deskriptive Statistik für reale Pro-Kopf-Einkommen in 75 westdeutschen Regionen 1976 und 1992.....	108
Tabelle 5	— Konvergenzregressionen für 75 westdeutsche Regionen 1976–1992.....	109
Tabelle 6	— Deskriptive Statistik für relative reale Pro-Kopf-Einkommen in 75 westdeutschen Regionen 1976, 1984 und 1992.....	121
Tabelle 7	— Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,4\sigma$ , 1976–1992.....	122
Tabelle 8	— Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,6\sigma$ , 1976–1992.....	126
Tabelle 9	— Entwicklung der relativen Pro-Kopf-Einkommen in Regionen mit den im Jahr 1976 höchsten Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland 1976–1992.....	129
Tabelle A1	— Abgrenzung der 75 westdeutschen Regionen.....	153
Tabelle A2	— Sektorale Gliederung wirtschaftlicher Aktivitäten.....	160
Tabelle A3	— Funktionale Gliederung wirtschaftlicher Aktivitäten.....	163
Tabelle A4	— Deskriptive Statistiken für die Variablen der Regressionen.....	177

Tabelle A5 — Korrelationskoeffizienten zwischen den erklärenden Variablen .....	178
Tabelle A6 — Zum Einfluß einer Dummy für die Regionen Allgäu und Main-Rhön auf die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung [C.3].....	179
Tabelle A7 — Ergebnisse ergänzender Testregressionen.....	182
Tabelle A8 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,4\sigma$ , 1976–1992.....	186
Tabelle A9 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,4\sigma$ , 1976–1992.....	187
Tabelle A10 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen mit einer Klassenbreite von $0,6\sigma$ , 1976–1992.....	188
Tabelle A11 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen mit einer Klassenbreite von $0,4\sigma$ , 1976–1992.....	188

## Verzeichnis der Schaubilder

Schaubild 1 — Wachstumsrate des realen Pro-Kopf-Einkommens in 75 Regionen 1976–1992 .....	47
Schaubild 2 — Dichte an Forschern in 75 Regionen — Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985 .....	49
Schaubild 3 — Residuen der Regression (0) .....	70
Schaubild 4 — Residuen der Regression (1) .....	73
Schaubild 5 — Quadrierte Residuen der Regression (1) .....	74
Schaubild 6 — Residuen der Regression (2) .....	77
Schaubild 7 — Residuen der Regression (3) .....	79

XII *Verzeichnis der Schaubilder*

Schaubild 8 — Gemeinsamer Wachstumsimpuls der drei Variablen <i>FEDICHTE</i> , <i>BRANCHSPIL</i> und <i>UNISPIL</i> in 75 Regionen 1976–1992 .....	83
Schaubild 9 — Wachstumsimpulse von FuE als Ursache für Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in 75 Regionen 1976–1992 .....	87
Schaubild 10 — Arten von Konvergenz.....	92
Schaubild 11 — Für Schleswig-Holstein geschätzter Konvergenzprozeß an das geschätzte Steady-State-Einkommen und tatsächliche Entwicklung des relativen Pro-Kopf- Einkommens 1970–1994.....	105
Schaubild 12 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf- Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,4\sigma$ , 1976–1992 .....	124
Schaubild 13 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf- Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von $0,6\sigma$ , 1976–1992 .....	127
Schaubild A1 — Abgrenzung der 75 Regionen — Agglomerationen und periphere Regionen .....	157
Schaubild A2 — Relative Einpendlerüberschüsse von 327 westdeutschen Landkreisen und 75 westdeutschen Regionen 1987 .....	158
Schaubild A3 — Abgrenzung der 40 nord- und 35 süddeutschen Regionen .....	175
Schaubild A4 — Abgrenzung der 40 Regionen mit einem höheren und 35 Regionen mit einem niedrigeren realen Pro-Kopf- Einkommen als 26 000 DM im Jahr 1976.....	176

## Symbolverzeichnis

<i>ALTIND</i>	Anteil der Beschäftigten von „Altindustrien“
<i>a</i>	Produktionselastizität des Faktors „hochqualifizierte Arbeit in der Endproduktindustrie“
$\alpha, \beta$	Regressionsparameter
$\hat{\alpha}, \hat{\beta}$	Schätzer der Regressionsparameter
<i>B</i>	Zahl der Beschäftigten
<i>BETRSPIL</i>	Inverse durchschnittliche Zahl von Forschern je Betrieb im Produzierenden Gewerbe
<i>BEV</i>	Bevölkerungszahl
<i>BEVD</i>	Bevölkerungsdichte (Einwohner je qkm)
<i>BKFMHQ</i>	Anzahl hochqualifizierter Beschäftigter in nichttechnischen oder nichtnaturwissenschaftlichen Berufen
<i>BRAEXT</i>	Anteil der drei größten Industriebranchen an der Industriebeschäftigung
<i>BRANCHSPIL</i>	Branchenkonzentration der FuE-Beschäftigten
<i>b</i>	Produktionselastizität des Faktors „geringqualifizierte Arbeit in der Endproduktindustrie“
$\xi$	$=a/[(a+b)(1-a-b)]$
<i>c</i>	Pro-Kopf-Konsum
$\hat{c}$	Wachstumsrate des Pro-Kopf-Konsums
$\text{Cov}(x,y), \sigma_{x,y}$	Kovarianz zwischen den Variablen $x$ und $y$
$D_r$	Räumliche Distanz zwischen den Regionen $r$ und $s$
<i>DUMHAFEN</i>	Dummy ([0,1]-Variable) für bedeutende Hafenstädte
<i>d</i>	Parameter für den Distanzwiderstand
$\delta$	Arbeitsproduktivität im FuE-Sektor
$\delta_r = \delta(1 + \psi_r)$	Regionenspezifischer Parameter der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität von Beschäftigten im FuE-Sektor
$\varepsilon, \varepsilon', e$	Regressionsresiduen
<i>FEDICHTE</i>	Anzahl industrieller Forscher je qkm
<i>FERTEXT</i>	Anteil der Beschäftigten in der industriellen Fertigung und Distribution an der Gesamtzahl der Industriebeschäftigten

XIV *Symbolverzeichnis*

<i>FINAUS</i>	Zahlungen im Rahmen des kommunalen Finanzausgleichs je Einwohner
FH	F-Test auf Homoskedastizität
FS	F-Test auf Strukturkonstanz der Parameter
<i>g</i>	Abschreibungsrate des Sachkapitals
$\zeta$	$=a/(a+b)$
$H_N$	Anzahl hochqualifizierter Beschäftigter im FuE-Sektor
$H_Y$	Anzahl hochqualifizierter Beschäftigter im Endproduktsektor
$H=H_N+H_Y$	Gesamtzahl hochqualifizierter Beschäftigter
$h_{it}$	Wahrscheinlichkeit, daß sich eine Region zum Zeitpunkt $t$ in einem Zustand $i$ befindet
$\eta$	(Inverse) Durchschnittsproduktivität des Kapitals in der Zwischenproduktindustrie
$\theta$	Elastizität des Grenznutzens in bezug auf den Konsum
I	Morans I
<b>I</b>	Einheitsvektor oder -matrix
$K_j$	Menge des vom Hersteller des $j$ -ten Zwischenprodukts eingesetzten Sachkapitals
<i>KFMHQ</i>	Anteil hochqualifizierter Beschäftigter in nichttechnischen oder nichtnaturwissenschaftlichen Berufen an der Gesamtbeschäftigung
$k$	Pro-Kopf-Kapitalstock
$L$	Anzahl geringqualifizierter Beschäftigter
$\lambda$	Konvergenzparameter: prozentuale periodische Annäherung des tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommens an dasjenige im Steady-State
$m$	Rate des technischen Fortschritts
$\dot{N}_t = dN_t / dt$	Zahl der laufend (instantaneous) entwickelten Innovationen (Blaupausen) in stetiger Zeit
$N_t = \int_{-\infty}^t \dot{N}_\tau d\tau$	Kumulierte Zahl der in der Vergangenheit bis $t$ entwickelten Innovationen
$\hat{N}_t = \dot{N}_t / N_t$	Wachstumsrate der Zahl der Innovationen
$n$	Wachstumsrate der Bevölkerung
$NV(\mu, \sigma^2)$	Normalverteilung mit Mittelwert $\mu$ und Varianz $\sigma^2$

<i>PENDLER</i>	Anteil der Netto-Einpendler an der Gesamtzahl der Beschäftigten
$\Pi(x)$	Eintrittswahrscheinlichkeit des Merkmals $x$
$\pi_{ij}$	Bedingte Wahrscheinlichkeit, daß ein Merkmal (Region) innerhalb eines gegebenen Zeitraums vom Zustand $i$ nach Zustand $j$ wechselt
$\Pi$	Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten einer Markov-Kette (Übergangsmatrix)
$Q$	Bestand des öffentlichen Gutes Wissen
$q_{ij}$	Menge des von Unternehmen $i$ der Endproduktindustrie eingesetzten Zwischenprodukts $j$
$R$	Anzahl von Regionen
$R_r$	Anzahl der Nachbarregionen der Region $r$
$R^2$	Bestimmtheitsmaß
$R^2_{(\text{korr})}$	Um Freiheitsgrade korrigiertes Bestimmtheitsmaß
$r$	Zinssatz
$r$	Korrelationskoeffizient
<i>STQ</i>	Standortquotient
<i>TE</i>	Technische Effizienz der Produktion
$\rho$	Nutzendiskontrate
<i>UNIB</i>	Anteil des wissenschaftlichen Personals an Hochschulen an der Gesamtbeschäftigung
<i>UNISPIL</i>	Wissenschaftliches Personal an Hochschulen
$v_{ij}$	Absolute Häufigkeit der Übergänge von Regionen vom Zustand $i$ in den Zustand $j$
$\text{Var}(x), \sigma_x^2$	Varianz der Variable $x$
$w_L$	Lohnsatz für geringqualifizierte Arbeit in der Endproduktindustrie
$\hat{w}_H$	Wachstumsrate des Lohnsatzes für hochqualifizierte Arbeit
$\hat{w}_L$	Wachstumsrate des Lohnsatzes für geringqualifizierte Arbeit
<b>W</b>	Räumliche Gewichtungsmatrix
$\varphi$	Produktionselastizität des Faktors „hochqualifizierte Arbeit in der FuE Produktionsfunktion“
<b>X</b>	Matrix der erklärenden Variablen
<i>Y</i>	Output der Endproduktindustrie, zugleich Einkommen
<i>y</i>	Pro-Kopf-Einkommen

XVI *Symbolverzeichnis*

$\mathbf{y}$	Vektor der zu erklärenden Variablen
$y_r^e$ *	„Effektives“ Pro-Kopf-Einkommen im Steady State
$\bar{y}$	Relatives Pro-Kopf-Einkommen
$\hat{y}$	Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens
$\hat{\hat{y}}$	Prognostizierte Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens
$\nu$	Grad der Substitutionalität von Zwischenproduktvarianten ( $1/[1-\nu]$ =Substitutionselastizität)
$\psi_r$	Regionenspezifischer Parameter für die Intensität intraregionaler Wissensdiffusion
$\omega$	Autokorrelationsparameter
$z_1$	Teststatistik für Morans I
$\mathbf{Z}$	Matrix der Instrumentvariablen

## A. Problemstellung

Welche ökonomischen Kräfte treiben das wirtschaftliche Wachstum der Regionen in Deutschland? Dominieren unter diesen Kräften eher solche, die dazu führen, daß arme Regionen immer ärmer und reiche Regionen immer reicher werden (Divergenz), oder dominieren Kräfte, die in Richtung auf eine Angleichung regionaler Einkommensniveaus wirken (Konvergenz)? Welchen Einfluß können und sollten wirtschaftspolitische Entscheidungsträger auf das freie Spiel der Marktkräfte nehmen, um das Wachstum von Wirtschaft und Wohlstand zu fördern und eine Divergenz der regionalen Lebensverhältnisse zu verhindern? Die Antworten von Ökonomen auf diese Fragen sind nach wie vor widersprüchlich:<sup>1</sup> Anhänger der neoklassischen Theorie sehen gerade im freien Spiel der Marktkräfte den Weg zu einer Angleichung der regionalen Wohlstandsniveaus, weil sie erwarten, daß die Grenzerträge von Investitionen im Zuge des Entwicklungsprozesses abnehmen. Dieser Theorie zufolge sind umverteilende Eingriffe des Staates wohlfahrtsmindernd, weil sie falsche Signale setzen und effizientes Wirtschaften behindern. Im Unterschied dazu vertreten Anhänger der „polarisationstheoretischen Ansätze“ die Auffassung, daß ein „laissez-faire“ eine Divergenz der regionalen Wohlstandsniveaus zur Folge hat, weil Externalitäten der Ballung zu sich im Zeitablauf selbst verstärkenden Prozessen des wirtschaftlichen Auf- oder Abstiegs von Regionen führen.

Bis in die frühen achtziger Jahre hinein standen sich die neoklassische Theorie und die polarisationstheoretischen Ansätze scheinbar unversöhnlich gegenüber. Empirische Tests der beiden Theorien waren wohl auch deshalb selten, weil die Theorien aufgrund ihres hohen Abstraktionsgrades (neoklassische Theorie) bzw. ihrer zumeist unverbindlichen, verbalen Formulierung (Polarisationstheorien) wenig Ansatzpunkte für die Ableitung empirisch testbarer Hypothesen im allgemeinen und die Formulierung diskriminierender Tests im besonderen zu bieten schienen.

Neue Impulse erhielt die regionale Wachstumstheorie in den späten achtziger Jahren durch die Entwicklung von Modellen des „endogenen“ Wachstums, die unter dem Schlagwort „neue Wachstumstheorie“ subsumiert werden. Obwohl der Erklärungsgegenstand der überwiegenden Zahl dieser Modelle das national-

---

<sup>1</sup> Einen Überblick über regionale Wachstums- und Entwicklungstheorien geben unter anderem Richardson (1973, 1979), Krieger-Boden (1995), Maier und Tödting (1996) sowie Bode (1996a).

ökonomische Wachstum ist, erscheint vielen Autoren auch eine regionalökonomische Interpretation möglich (vgl. z.B. Lucas 1988: 37 ff.; Bröcker 1994; Krieger-Boden 1995: 52 ff.; Bode 1996a). Die Theorie kann in ihrer regionalökonomischen Interpretation sogar als eine zumindest partielle Synthese von neoklassischer Wachstumstheorie und polarisationstheoretischen Ansätzen interpretiert werden (Siebert 1991: 806; Seiter 1997): Die Modelle der neuen Wachstumstheorie übernehmen die Modellstruktur der neoklassischen Wachstumstheorie und ergänzen sie um Hypothesen über die Triebkräfte des Wachstums, wie sie ähnlich auch in polarisationstheoretischen Ansätzen zu finden sind. Indem sie die Vorteile der neoklassischen Theorie — die streng formale Darstellung der Modellzusammenhänge — mit denen polarisationstheoretischer Ansätze — den Versuch, wirtschaftliches Wachstum zu *erklären* — vereinen, erleichtern sie die Ableitung empirisch testbarer Hypothesen.

Nachdem sich die wissenschaftliche Diskussion im Rahmen der neuen Wachstumstheorie bisher vornehmlich der theoretischen Analyse der Triebkräfte des Wachstums widmete, muß es nunmehr verstärkt darum gehen, den empirischen Gehalt der neuen Wachstumstheorie zu überprüfen. Dieser Aufgabe stellt sich die vorliegende Arbeit, indem sie — erstmals für Deutschland — zwei zentrale Hypothesen der neuen Wachstumstheorie empirisch überprüft:

*HYPOTHESE 1: Aufgrund lokaler positiver externer Effekte der Forschung und Entwicklung (FuE) in Form von kleinräumig besonders intensiver Wissensdiffusion<sup>2</sup> zwischen Forschern weisen Regionen mit hoher Innovationstätigkeit ceteris paribus eine höhere Wachstumsdynamik auf als Regionen mit geringer Innovationstätigkeit.*

Mit dieser direkt aus einem Modell der neuen Wachstumstheorie abgeleiteten Hypothese wird letztlich der grundsätzlichen Frage nachgegangen, ob die neue Wachstumstheorie überhaupt einen Beitrag zur Erklärung regionalen Wachstums in Deutschland leisten kann. Vor dem Hintergrund der Ergebnisse der empirischen Untersuchung wird diskutiert, ob — wie es die Theorie nahelegt — die Wirtschaftspolitik auf regionaler Ebene eine Internalisierung der positiven externen Effekte herbeiführen kann und sollte, um die Anreize zur Produktion der Externalitäten zu erhöhen und damit letztlich das regionale Wachstum zu forcieren.

---

<sup>2</sup> Im folgenden werden die Begriffe „lokale“, „kleinräumige“ und „intraregionale Wissensdiffusion“ sowie „räumlich begrenzte positive Externalitäten von FuE“ synonym verwandt. Im Kern geht es dabei um die Diffusion von Wissen innerhalb von Regionen, nicht zwischen Regionen.

*HYPOTHESE 2: Die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland divergieren, unter anderem aufgrund der lokalen Wissensdiffusion zwischen Forschern.*

Zwar wird in der Literatur zuweilen der Eindruck erweckt, daß die neue Wachstumstheorie per se eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen impliziert. Dies könnte Anlaß für die Schlußfolgerung geben, daß ein positiver Zusammenhang zwischen Wissensdiffusion und regionalem Wachstum bereits hinreichend für eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen ist. Tatsächlich jedoch ist dieser Zusammenhang grundsätzlich sowohl mit Konvergenz als auch mit Divergenz vereinbar: Zum einen implizieren einige Modelle der neuen Wachstumstheorie selbst eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen (Abschnitt B.I.2). Zum anderen kann der quantitative Einfluß der Wissensdiffusion auf das regionale Wachstum gering sein, verglichen mit den Einflüssen anderer, durch die neue Wachstumstheorie vernachlässigter Wachstumsdeterminanten, die zu einer Verringerung regionaler Einkommensdifferenzen beitragen.<sup>3</sup> Vor dem Hintergrund des Divergenztests wird der wirtschaftspolitischen Frage nachgegangen, ob es in Westdeutschland grundsätzlich einer Einkommensumverteilung von reichen zu armen Regionen bedarf, deren Aufgabe darin besteht, der Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen entgegenzuwirken.

Im folgenden werden zunächst die theoretischen Grundlagen der Arbeit dargestellt. Es wird ein kurzer Überblick über die verschiedenen Modelle gegeben, die der neuen Wachstumstheorie zugerechnet werden, und es werden die beiden empirisch zu testenden Hypothesen aus einem wachstumstheoretischen Modell abgeleitet (Kapitel B). Anschließend werden beide Hypothesen anhand der Entwicklungen in 75 — nach ökonomischen Kriterien abgegrenzten — westdeutschen Regionen seit Mitte der siebziger Jahre empirisch überprüft. Zunächst wird die Hypothese getestet, daß die Dichte an industriellen Forschern und die Intensität lokaler Wissensdiffusion einen positiven Einfluß auf die regionale Wachstumsdynamik haben (Hypothese 1). Anhand der Schätzergebnisse wird auch geklärt, ob und in welchem Umfang dieser Zusammenhang zu einer Vergrößerung der regionalen Einkommensunterschiede beigetragen hat (Kapitel C).

---

<sup>3</sup> Beispiele für Einflußgrößen, die das Einkommenswachstum in reichen Regionen tendenziell bremsen, könnten — neben einer abnehmenden Grenzproduktivität des Kapitals — negative technologische und pekuniäre Externalitäten der Agglomeration sein, darunter Stau- und Umweltkosten, Steuern und Abgaben sowie die Preise immobilier Faktoren wie Boden oder Arbeit.

#### 4 *Kapitel A. Problemstellung*

Danach wird untersucht, ob die regionalen Pro-Kopf-Einkommen konvergiert oder divergiert sind (Hypothese 2; Kapitel D). Schließlich werden die wirtschaftspolitischen Implikationen der Untersuchungsergebnisse diskutiert (Kapitel E). Eine Zusammenfassung der Resultate beschließt die Arbeit.

## **B. Wachstumstheoretische Grundlagen der empirischen Untersuchung**

### **I. Modelle der neuen Wachstumstheorie: Ein kurzer Überblick**

Das Hauptanliegen der Modelle der neuen Wachstumstheorie besteht darin, den das Wachstum einer Volkswirtschaft (bzw. Region) treibenden technischen Fortschritt modellendogen zu erklären.<sup>4</sup> Sie übernehmen weitgehend die Modellstruktur der — auf Solow (1956) zurückgehenden — neoklassischen Wachstumstheorie einschließlich des Konzepts des Steady-State-Wachstumsgleichgewichts,<sup>5</sup> erweitern diese jedoch in zweierlei Hinsicht: (i) Zum einen wird das Modell um eine Hypothese über die Triebkräfte des technischen Fortschritts erweitert; (ii) zum anderen wird eine Annahme getroffen, die sicherstellt, daß die Wachstumsimpulse im Zeitablauf nicht abebben.

Die erste Modifikation (i) dient dazu, den technischen Fortschritt zu endogenisieren.<sup>6</sup> In Erweiterung des neoklassischen Modells, in dem die periodische Rate des technischen Fortschritts exogen und konstant ist, wird neben Sachkapital ein zweiter akkumulierbarer Produktionsfaktor eingeführt, der technischen Fortschritt verkörpert. Dieser Produktionsfaktor ist in der Regel eine gesamtwirtschaftliche Größe und trägt — mittelbar oder unmittelbar — den Charakter eines öffentlichen Gutes.<sup>7</sup> Die zweite Modifikation (ii) ist notwendig, um selbsttragen-

---

<sup>4</sup> Für einen Überblick über verschiedene Modelle vgl. unter anderem Grossman und Helpman (1991), Barro und Sala-i-Martin (1995), Krieger-Boden (1995), Bode (1996a), Maußner und Klump (1996) sowie Jones und Manuelli (1997).

<sup>5</sup> Als Steady-State-Gleichgewicht wird ein stabiles Gleichgewicht bezeichnet, in dem die endogenen Variablen des Modells entweder konstant bleiben (z.B. Zinssatz, Sektorstruktur) oder mit konstanter Rate wachsen (z.B. Pro-Kopf-Größen für das Einkommen, den Konsum, den Kapitalstock).

<sup>6</sup> Ansätze für eine solche Endogenisierung finden sich bereits in Modellen, die der neoklassischen Wachstumstheorie zugerechnet werden. Vgl. insbesondere Arrow (1962a), Uzawa (1965) und Siebert (1967). Insofern ist diese Modifikation kein Spezifikum der neuen Wachstumstheorie.

<sup>7</sup> Eine notwendige und hinreichende Eigenschaft eines öffentlichen Gutes ist die der Nicht-Rivalität im Gebrauch (Siebert 1998: 63): Die Nützlichkeit des Gutes für einen Konsumenten oder Produzenten wird in keiner Weise dadurch eingeschränkt, daß es zugleich von anderen Konsumenten oder Produzenten genutzt wird.

des Steady-State-Wachstum modellieren zu können. Sie läßt sich im Fall konstanter Bevölkerungs- und Beschäftigtenzahlen letztlich auf die Annahme einer nicht abnehmenden gesamtwirtschaftlichen (sozialen) Grenzproduktivität der Summe der akkumulierbaren Produktionsfaktoren zurückführen: Die positive Externalität, die zur Akkumulation des öffentlichen Gutes führt, muß so stark sein, daß die einzelwirtschaftlichen Anreize zur Fortführung derjenigen Aktivitäten, von denen die Externalität ausgeht, im Zeitablauf nicht abnehmen. Im Fall exogen wachsender Bevölkerungs- und Beschäftigtenzahlen ist ein positives Steady-State-Wachstum bei abnehmender Grenzproduktivität der akkumulierbaren Faktoren möglich. Als Wachstumsmotor fungiert in diesem Fall das Bevölkerungswachstum.

Um ein Steady-State-Gleichgewicht mit langfristig konstanten, positiven Wachstumsraten des Pro-Kopf-Einkommens zu ermöglichen, muß sogar angenommen werden, daß die Grenzproduktivitäten der akkumulierbaren Faktoren gerade konstant sind.<sup>8</sup> In diesem Fall werden die Steady-State-Wachstumsraten der Modelle der neuen Wachstumstheorie durch eine nicht akkumulierbare Bestandsgröße determiniert — zumeist die absolute Zahl der Beschäftigten in der Volkswirtschaft. Intuitiv ist dieses Resultat dadurch zu erklären, daß der nicht akkumulierbare Faktor Arbeit in diesen Modellen der einzige „Engpaßfaktor“ mit abnehmender Grenzproduktivität ist: Je mehr Arbeitskräfte beispielsweise Externalitäten produzieren und von ihnen profitieren, desto höher ist das Wachstum der Pro-Kopf-Einkommen.

## 1. Modelle der geschlossenen Volkswirtschaft

Die Vielzahl der Modelle, die der neuen Wachstumstheorie zugerechnet werden, kann in zwei Gruppen unterteilt werden (Bode 1996a: 18 ff.): Modelle mit vollkommenem und Modelle mit unvollkommenem Wettbewerb. In frühen Modellen wird versucht, technischen Fortschritt modellendogen zu erklären, ohne auf die Annahme vollkommener Konkurrenz auf allen Güter- und Faktormärkten zu verzichten. Dies wird erreicht, indem angenommen wird, daß die modellendo-

---

<sup>8</sup> Eine nicht abnehmende Grenzproduktivität der akkumulierbaren Faktoren ist lediglich eine notwendige Bedingung für ein Steady-State-Gleichgewicht mit konstanten, positiven Wachstumsraten. Die hinreichende Bedingung für ein solches Steady-State-Gleichgewicht ist, daß die akkumulierbaren Faktoren konstante Grenzproduktivitäten aufweisen. Denn nur dann sind auch im Zeitablauf konstante Wachstumsraten möglich; steigende Grenzproduktivitäten hingegen führen zu im Zeitablauf steigenden Wachstumsraten.

gene Ausweitung des Bestands eines akkumulierbaren Faktors (zumeist Sachkapital) oder des Outputs einen positiven externen Effekt auf die Gesamtwirtschaft ausübt (Modifikation (i)). So nimmt beispielsweise Romer (1986) an, daß jede einzelwirtschaftliche, dezentral geplante Investition in Sachkapital einen Prozeß des „learning by doing“ bzw. des „learning by investing“ anstößt, in dessen Zuge die Produktivität aller Arbeitskräfte in der Volkswirtschaft dauerhaft erhöht wird. Von dem positiven externen Effekt der Investition profitieren alle Unternehmen gerade soviel, daß ihre Anreize für Sachkapitalinvestitionen im Zeitablauf konstant bleiben (Modifikation (ii)). Einzelwirtschaftlich rechnet der einzelne Unternehmer zwar mit einem abnehmenden Grenzertrag seiner Investition. Die Produktivitätssteigerung jedoch, die seine Beschäftigten infolge dieser Investition und der Investitionen aller anderen Unternehmen erfahren, ist im Gleichgewicht gerade ausreichend, um die Grenzproduktivität der akkumulierbaren Faktoren (Sachkapital, technisches Wissen) insgesamt konstant zu halten.

Eine zentrale Schwäche dieser Modelle besteht darin, daß sie explizite, aus dem Gewinnstreben privater Unternehmen resultierende Anreize zur Entwicklung neuer Produkte und Verfahren nicht abbilden können. Kein Unternehmer wird bereit sein, Ressourcen für Forschung und Entwicklung aufzuwenden, wenn er erwartet, die entstandenen Kosten, die im Moment der Marktreife des neu entwickelten Produkts oder Verfahrens versunkene Kosten (sunk costs) sind, später nicht durch mindestens gleich hohe Gewinne decken zu können. Da bei vollkommener Konkurrenz annahmegemäß alle Gewinne sofort durch Marktzutritte oder Imitation „wegkonkurriert“ werden, muß technischer Fortschritt letztlich in solchen Modellen vom Himmel fallen, als unbeabsichtigtes Kuppelprodukt einzelwirtschaftlicher Betätigungen anfallen oder von einer autoritären Macht angeordnet bzw. durch entsprechende staatliche Anreize angestoßen werden. Einzelwirtschaftliche Anreize zur Investition von Ressourcen in Produkt- oder Prozeßinnovationen sind nur dann modellierbar, wenn die Annahme der vollkommenen Konkurrenz zugunsten einer oligopolistischen oder monopolistischen Marktstruktur aufgegeben wird. Wenn Innovatoren exklusive Rechte an einem Produktdesign oder einem Verfahren haben, die sie vor Imitatoren schützen, so können sie Marktmacht erlangen und durch den Absatz ihrer Produkte eine Rente erwirtschaften, die sie für ihre Entwicklungskosten kompensiert. Die mittlerweile in zahlreichen Modellen aufgegriffene analytische Methode zur Modellierung solcher Marktstrukturen geht auf Dixit und Stiglitz (1977) sowie

Ethier (1982) zurück.<sup>9</sup> Romer (1987) wendet dieses Konzept erstmalig in einem wachstumstheoretischen Modell an.

Im Zentrum der Wachstumsmodelle mit explizit gewinnorientiertem technischem Fortschritt bei unvollkommenem Wettbewerb steht die Annahme, daß Innovatoren aus Gewinnstreben Arbeitszeit aufwenden, um neue Varianten eines differenzierten Produkts zu entwickeln (Modifikation (i)). Mit einer neu entwickelten Variante, die entweder die Vielfalt der vorhandenen Varianten erhöht oder eine etablierte Produktvariante durch eine qualitative Weiterentwicklung aussticht, kann der Innovator in eine neue Marktnische vorstoßen bzw. sich einen Wettbewerbsvorsprung gegenüber seinen direkten Konkurrenten verschaffen. In beiden Fällen kann er sein Produkt unter monopolistischer Konkurrenz absetzen und eine Monopolrente einstreichen. Mit der Monopolrente wiederum finanziert er die Entwicklungskosten.<sup>10</sup>

Die auf der Grundlage von Innovationen unter monopolistischer Konkurrenz hergestellten Produktvarianten können — je nach Modell — entweder Konsumgüter oder Vorprodukte für eine Konsumgüterindustrie sein:<sup>11</sup>

- Sind sie Konsumgüter, so wird unterstellt, daß die Konsumenten eine Vorliebe für Produktvielfalt nach Dixit und Stiglitz (1977) haben (vgl. z.B. Grossman und Helpman 1991: 43 ff., Barro und Sala-i-Martin 1995: 231 ff.): Während beispielsweise der Grenznutzen der Konsumenten sinkt, wenn sie bei einem gegebenen Güterbündel eine größere Stückzahl je Produktvariante konsumieren, bleibt er konstant, wenn die Zahl der konsumierten Produktvarianten — bei konstanter Stückzahl je Produktvariante — wächst.

---

<sup>9</sup> Mit ihrem sogenannten „love of variety“-Ansatz modellieren Dixit und Stiglitz (1977) die Nachfrage von Konsumenten nach einer theoretisch unbegrenzten Zahl von Varianten eines Konsumgutes. Ethier (1982) überträgt dieses Konzept auf Produktionsfunktionen.

<sup>10</sup> Vornehmlich aus didaktischen Gründen werden dabei die Entwicklung und die Produktion der Varianten unterschiedlichen Sektoren zugeordnet: Im FuE-Sektor wenden hochqualifizierte Arbeitskräfte (Forscher) Arbeitszeit auf, um eine Blaupause zu entwickeln, die das zur Herstellung einer Zwischenproduktvariante notwendige Know-how verkörpert und durch ein Patent oder durch einen „natürlichen“ Forschungsvorsprung dauerhaft oder zumindest temporär gegen Imitation geschützt ist. Die Blaupause wird auf einem kompetitiven Markt an potentielle ZwischenproduktHersteller verkauft. Für letztere stellt der Aufwand zum Kauf „ihrer“ Blaupause Fixkosten dar; sind sie einmal im Besitz der Blaupause, so können sie eine beliebige Menge ihrer Zwischenproduktvariante zu konstanten variablen Kosten herstellen.

<sup>11</sup> Den folgenden Darstellungen liegt ein Modell mit zunehmender Produktvielfalt zugrunde (vgl. z.B. Romer 1990a). Sie sind auf Modelle mit zunehmender Produktqualität (vgl. z.B. Aghion und Howitt 1992 oder Segerstrom et al. 1990) übertragbar.

Der technische Fortschritt in Form der Erhöhung der Zahl der Produktvarianten führt also zu einer gleich starken Erhöhung des Nutzenniveaus der Haushalte.

- Sind die Produktvarianten hingegen Vorprodukte einer Konsumgüterindustrie, so wird unterstellt, daß die Grenzproduktivität des Zwischenprodukts bei einer Erhöhung der Produktvielfalt nicht abnimmt (vgl. z.B. Romer 1990a; Grossman und Helpman 1991: 113 ff.; Barro und Sala-i-Martin 1995: 212 ff.): Die Industrie produziert aus statischer Sicht, d.h. bei konstanter Zahl von Zwischenproduktvarianten, mit konstanten Skalenerträgen, aus dynamischer Sicht jedoch, d.h. bei zunehmender Zahl von Zwischenproduktvarianten, mit steigenden Skalenerträgen. Intuitiv entspricht dies den Vorteilen der zunehmenden Arbeitsteilung: Je tiefer ein gegebener Produktionsvorgang in einzelne Arbeitsschritte unterteilt werden kann, die durch spezialisierte Arbeitskräfte und/oder Maschinen ausgeführt werden, desto größer wird der Output bei gegebenem Ressourceneinsatz sein. Während eine schlichte Erhöhung der Inputmenge aufgrund abnehmender Grenzerträge zu einer unterproportionalen Outputerhöhung führt, ist die Vertiefung der Arbeitsteilung bei konstanten Grenzerträgen möglich.

Unabhängig von der konkreten Ausformulierung wächst die Volkswirtschaft in diesen Modellen *ceteris paribus* um so schneller, je mehr Innovationen stattfinden und zur Produktion neuer bzw. besserer Zwischenproduktvarianten genutzt werden. Die Zahl der Innovationen ist — bei gegebenen Entwicklungskosten — um so höher, je höher der Gegenwartswert der erwarteten Monopolgewinne ist, die ein potentieller Zwischenprodukthersteller im Fall seines Markteintritts realisieren kann. Dieser Gegenwartswert schließlich hängt von zwei Faktoren ab: der Höhe der laufenden (bzw. periodischen) Monopolgewinne und dem Zinssatz als Diskontierungsfaktor.<sup>12</sup> In Modellen mit zunehmender Produktqualität kommt als dritter Faktor die erwartete Dauer der Monopolstellung hinzu, d.h. die Dauer bis zum Markteintritt eines neuen Wettbewerbers mit einem qualitativ verbesserten Konkurrenzprodukt.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Die laufenden Monopolgewinne der Zwischenprodukthersteller sind dabei um so höher, je größer der Produktivitätseffekt des Einsatzes neuer Zwischenprodukte in der Endproduktindustrie ist, je weniger also die etablierten Zwischenproduktvarianten durch neue Varianten substituierbar sind. Mit grundlegenden, bahnbrechenden Innovationen sind *ceteris paribus* höhere Gewinne und damit ein schnelleres Wirtschaftswachstum zu erzielen als mit marginalen Innovationen.

<sup>13</sup> Im allgemeinen wird im Rahmen dieser Modelle unterstellt, daß der Anbieter einer Produktvariante nur solange im Markt verbleibt, bis es einem Konkurrenten gelingen

Im Steady-State-Wachstumsgleichgewicht bleiben die sektorale Struktur der Wirtschaft und der Zinssatz als Preis des akkumulierbaren Faktors Kapital konstant. Damit sich die Rate des technischen Fortschritts nicht ändert, muß insbesondere die Relation zwischen dem Gegenwartswert der (erwarteten) Monopolvergewinne und den Kosten einer Innovation konstant bleiben.<sup>14</sup>

In einem Großteil der Wachstumsmodelle hängt die Geschwindigkeit des technischen Fortschritts von der Innovationsrate ab, d.h. von der Zuwachsrate der Zahl der Zwischenproduktvarianten (Romer 1990a; Grossman und Helpman 1991; Walz 1996) bzw. der Veränderungsrate eines Qualitätsindex (Aghion und Howitt 1992; Stadler 1995). Um ein exponentielles Wachstum der Zahl der Innovationen zu ermöglichen, dürfen die Anreize zur Entwicklung neuer bzw. besserer Produktvarianten im Zeitablauf nicht abnehmen (Modifikation (ii)). Bei im Zeitablauf annahmegemäß konstantem Einsatz von Arbeitszeit muß die Produktivität der Forscher und damit der Output (Innovationen) also fortwährend ansteigen. Dies wird durch die Annahme ermöglicht, daß jede Innovation als Kuppelprodukt neues technisches Wissen hervorbringt, das zwischen allen Forschern innerhalb der Volkswirtschaft diffundiert und deren Produktivität bei künftigen FuE-Aktivitäten erhöht. Von jeder Innovation geht also eine positive technologische Externalität aus, die vom Innovator weder beeinflußt noch internalisiert werden kann: Das zusätzliche Wissen erhöht den gesamtwirtschaftlichen Wissensstand, der den Charakter eines öffentlichen Gutes trägt und allen Forschern gleichermaßen zur Verfügung steht. Je höher der gesamtwirtschaftliche Wissensstand ist, desto höher ist die Arbeitsproduktivität jedes Forschers in der Volkswirtschaft. Das konstante exponentielle Wachstum dieses öffentlichen Gutes ermöglicht letztlich ein konstantes exponentielles Wachstum der Arbeitsproduktivität der Forscher, der Zahl der Innovationen und damit auch ein Steady-State-

---

ist, ein qualitativ höherwertiges Produkt zu entwickeln und auf den Markt zu bringen (vgl. dazu Barro und Sala-i-Martin 1995: 242 ff.). Der Newcomer wählt seinen Angebotspreis so, daß er die gesamte Nachfrage auf sich zieht und damit seine Monopolrente maximiert. Aufgrund der explizit gewinnorientierten Anreize für einen anhaltenden Qualitätswettbewerb werden diese Modelle häufig als eine Formalisierung des von Schumpeter (1942) beschriebenen Prozesses der schöpferischen Zerstörung angesehen (Aghion und Howitt 1992).

<sup>14</sup> Nimmt man beispielsweise an, daß der Aufwand an Ressourcen (Arbeit, Kapital oder Konsumgut) zur Entwicklung neuer Blaupausen und damit ihre Entwicklungskosten im Zeitablauf steigen, so muß man zugleich unterstellen, daß die Monopolvergewinne der ZwischenproduktHersteller in gleichem Maße steigen. Steigen letztere langsamer (schneller) als erstere, so nehmen die Anreize für FuE und damit auch das gesamtwirtschaftliche Wachstum im Zeitablauf ab (zu). Häufig wird angenommen, daß die Entwicklungskosten je Blaupausen im Zeitablauf konstant bleiben. In diesem Fall müssen auch die Monopolrenten konstant bleiben.

Gleichgewicht mit positiver Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens. Diese Wachstumsrate ist um so höher, je größer das „Innovationspotential“ der Volkswirtschaft ist, je mehr Arbeitskräfte also FuE betreiben, Externalitäten produzieren und davon profitieren.

Aufgrund der unterstellten konstanten Grenzerträge von FuE ist das Steady-State-Gleichgewicht, das sich aus dem freien Spiel der Marktkräfte ergibt, nicht pareto-effizient. Eine allwissende, regelsetzende Instanz — sei es der „wohlwollende Diktator“ oder eine dem Gemeinwohl verpflichtete staatliche Planungsinstanz — kann ein pareto-superiores Gleichgewicht mit einer höheren Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens herbeiführen, indem sie eine vollständige und verursachergerechte Internalisierung der Externalitäten herbeiführt. Dadurch haben mehr Arbeitskräfte als im dezentralen Marktgleichgewicht Anreize, FuE zu betreiben; die Geschwindigkeit der Akkumulation des öffentlichen Gutes Wissen und die Innovationsrate sind entsprechend höher. Der Wirtschaftspolitik eröffnen diese Modelle mithin umfangreiche Handlungsoptionen für eine Wachstums- und Technologiepolitik, insbesondere eine aktive Forschungsförderung zur Internalisierung externer Effekte und zur Erlangung eines „first-mover advantage“.

Eine der zentralen Schwächen dieser Wachstumsmodelle mit nicht abnehmenden Grenzerträgen von FuE besteht darin, daß die — aus wirtschaftspolitischer Sicht entscheidende — Frage offenbleibt, welche Faktoren dafür verantwortlich sind, ob sich die endogenen Wachstumskräfte im Zeitablauf abschwächen oder nicht (vgl. auch Solow 1991 und Pasinetti 1994). Das Ausmaß der Externalitäten und ihre Bestimmungsgründe, d.h. z.B. die Intensität der Wissensdiffusion und die Faktoren, die sie beschleunigen oder hemmen, sind bisher kaum in die theoretische Analyse einbezogen worden. Auch die theoretische Analyse staatlicher Handlungsoptionen einschließlich des Einflusses staatlich finanzierter Grundlagenforschung auf die industrielle, eher anwendungsorientierte Forschung (Park 1998) steckt im Rahmen der Wachstumstheorie noch in den Kinderschuhen. Damit steht auch die eingehende theoretische Analyse der Frage noch aus, unter welchen Bedingungen die Intensität der Spillovers hoch genug ist, um das Gesetz abnehmender Grenzerträge zu überwinden, unter welchen Bedingungen also ein sich selbst tragender, nachhaltiger Wachstumsprozeß erfolgt.

Aus der Kritik an der Annahme nicht abnehmender Grenzerträge von FuE heraus ist in jüngerer Vergangenheit eine Gruppe von Wachstumsmodellen entwickelt worden, in denen angenommen wird, daß die Externalitäten von FuE eben nicht stark genug sind, um im Zeitablauf konstante (bzw. nicht abnehmende) Grenzerträge zu ermöglichen (Jones 1995a, 1998; Young 1998). Es wird

der Möglichkeit Rechnung getragen, daß der Beitrag eines jeden Forschungserfolgs zur gesamtwirtschaftlichen Wissensakkumulation im Zeitablauf abnimmt, beispielsweise aufgrund zunehmender Parallelforschung, zunehmenden „Sickerverlusten“, zunehmender Spezialisierung oder sinkender Absorptionsfähigkeit der Forscher. Um dennoch ein positives Steady-State-Wachstum zu generieren, muß nunmehr ein positives Bevölkerungswachstum unterstellt werden, das dazu führt, daß die Zahl der Forscher im Zeitablauf zunimmt. Die wirtschaftliche Dynamik einer Volkswirtschaft wird dann nicht durch das Niveau, sondern durch die Wachstumsrate der Bevölkerungs- oder Forscherzahl determiniert. Entsprechend begrenzt ist diesen Modellen zufolge der Spielraum für nachhaltige wachstums- und technologiepolitische Eingriffe des Staates: Sie können auf Dauer bestenfalls das Einkommensniveau, nicht aber die Einkommensdynamik beeinflussen.

## 2. Modelle offener Volkswirtschaften

Obwohl die Wachstumstheorie traditionell vornehmlich eine Theorie der geschlossenen Volkswirtschaft ist,<sup>15</sup> wurden in jüngerer Vergangenheit zahlreiche wachstumstheoretische Zwei-Länder-Modelle entwickelt, in denen jedes Land durch ein Modell mit unvollkommenem Wettbewerb charakterisiert wird, wie es oben skizziert wurde.<sup>16</sup> Diese Modelle können auch als Zwei-Regionen-Modelle interpretiert werden.

Viele dieser Modelle dienen der Analyse der Wohlfahrtswirkungen von Handel (vgl. vor allem Grossman und Helpman 1991, Rivera-Batiz und Romer 1991a, 1991b sowie Siebert 1991). Sie vergleichen die Steady States bei Autarkie (oder bei wirksamen Handelshemmnissen) mit denen bei Freihandel (Grossman und Helpman 1991: 153), wobei der sektoralen Spezialisierung und der Wachstumsdynamik beider Länder besonderes Augenmerk geschenkt wird. Ein Ergebnis der Modellanalysen ist, daß sich Länder bei der Aufnahme von Handel gemäß ihrer komparativen Vorteile spezialisieren.<sup>17</sup> Ein weiteres Ergeb-

<sup>15</sup> Ausnahmen von dieser Regel bilden im Rahmen der neoklassischen Wachstumstheorie allerdings Borts und Stein (1964), Romans (1965) und Siebert (1967, 1969).

<sup>16</sup> Vgl. dazu vor allem Grossman und Helpman (1991), Rivera-Batiz und Romer (1991a, 1991b), Siebert (1991), Barro und Sala-i-Martin (1995), Stadler (1995) sowie Walz (1996).

<sup>17</sup> Die komparativen Vorteile für FuE können zum einen aus einer größeren Zahl hochqualifizierter Arbeitskräfte, einem höheren Stand des Wissens oder aus einer höheren physischen Arbeitsproduktivität der Forscher im FuE-Sektor resultieren.

nis ist, daß die Frage, ob Länder beim Übergang von Autarkie zu Freihandel an Wachstumsdynamik gewinnen oder verlieren, entscheidend von den konkreten Modellannahmen abhängt. Sofern das öffentliche Gut Wissen nur innerhalb von Ländern diffundiert, führt beispielsweise eine zunehmende räumliche Konzentration von FuE dazu, daß die Intensität der Wissensdiffusion und damit die Innovationsdynamik zunimmt. Dies kann die Wachstumsdynamik in beiden Ländern gegenüber dem Autarkiezustand erhöhen (Grossman und Helpman 1990, 1991; Rivera-Batiz und Romer 1991a). Es besteht jedoch auch die Möglichkeit, daß ein Land an Wachstumsdynamik gegenüber dem Autarkiezustand verliert (Grossman und Helpman 1991: 250 ff.; Rivera-Batiz und Romer 1991b) — beispielsweise beim Übergang zweier Länder mit sehr unterschiedlichen Faktorausstattungen zu Freihandel.

In vielen dieser Handelsmodelle treten Wachstumsunterschiede zwischen den Ländern bzw. Regionen nur bei Autarkie sowie im Prozeß der Anpassung an ein neues Steady-State-Gleichgewicht nach einer Handelsliberalisierung auf, nicht jedoch im Steady-State-Gleichgewicht selbst, in dem bei Handel beide Länder bzw. Regionen gleich schnell wachsen.<sup>18</sup> Im Anpassungsprozeß nach einer Handelsliberalisierung kommt es eher zu einer Divergenz als zu einer Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen, es sei denn, das — nach Maßgabe der Pro-Kopf-Einkommen — ärmere Land ist vor der Liberalisierung schneller gewachsen als das reichere.

Neben den Wachstumsmodellen mit internationalem Handel gibt es eine zweite Gruppe von Modellen, die explizit untersuchen, unter welchen Bedingungen Aufholprozesse technologisch rückständiger Länder möglich sind (Grossman und Helpman 1991: 281 ff.; Barro und Sala-i-Martin 1995: 265 ff.; Bode 1996a: 61 f.). Die Aufholprozesse werden ermöglicht durch die Diffusion von Wissen aus technologisch führenden Ländern — sei es durch Imitation, Lizenznahme, Handel mit Kapitalgütern oder durch Direktinvestitionen. Im Fall der Imitation beispielsweise wird angenommen, daß die Forscher im technologisch rückständigen Land nicht innovieren, sondern imitieren. Sofern die Produktivität

---

<sup>18</sup> Das Steady-State-Gleichgewicht erfordert in diesen Modellen, daß sich die Struktur der Austauschbeziehungen zwischen den Ländern bzw. Regionen im Zeitablauf nicht ändert. Vor allem das sektorale Spezialisierungsmuster und die Struktur der internationalen Handelsströme müssen sich in einem stationären Zustand befinden. Diese Bedingungen sind nicht erfüllt, wenn die Länder bzw. Regionen unterschiedlich schnell wachsen. Derartige Schlußfolgerungen sind freilich modellspezifisch. Zu anderen Ergebnissen gelangen unter anderem Lucas (1988: 27 ff.), Maurer (1998) und Siebert (1997: 100 ff.). Bei Lucas beispielsweise kommt es im Steady-State-Gleichgewicht zu einer vollständigen Spezialisierung mindestens eines der Länder.

der Imitatoren relativ zu der der Innovatoren nicht zu niedrig ist und die Zahl der Forscher des imitierenden Landes relativ zu der des innovierenden Landes nicht zu gering ist, kann das technologisch rückständige Land gegenüber dem technologischen Führer aufholen und schließlich aufschließen; es kommt zu einer Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen (Bröcker 1994: 44). Im Steady State freilich, d.h. nach vollendetem Aufholprozeß, müssen die Wachstumsraten der Pro-Kopf-Einkommen in beiden Ländern wiederum gleich sein.

In einer dritten Gruppe von Modellen schließlich könnten die Auswirkungen interregionaler Faktorwanderungen im allgemeinen und Wanderungen hochqualifizierter Arbeitskräfte im besonderen auf die regionale Wachstumsdynamik untersucht werden. Wird angenommen, daß Faktorwanderungen durch Unterschiede in den Reallöhnen hervorgerufen werden (Bode 1996a: 48), so ist zu erwarten, daß Divergenzprozesse durch Wanderungen hochqualifizierter Arbeitskräfte verschärft werden.

## **II. Die Ableitung von Testhypothesen**

Obwohl Modelle offener Volkswirtschaften zur Analyse regionaler Wachstumsprozesse grundsätzlich besser geeignet sind als Modelle geschlossener Volkswirtschaften,<sup>19</sup> werden die in der vorliegenden Arbeit überprüften Hypothesen dennoch aus einem Modell der geschlossenen Volkswirtschaft von Romer (1990a) abgeleitet. Die Wahl eines Modells der geschlossenen Volkswirtschaft erscheint im vorliegenden Fall gerechtfertigt, weil es hier zunächst einmal um die empirische Überprüfung des in der neuen Wachstumstheorie zentralen Wirkungszusammenhangs geht: den Einfluß der Innovationstätigkeit und der positiven externen Effekte von FuE auf die regionale Wachstumsdynamik. Die Ergebnisse dieser Arbeit können die Grundlage für weitergehende empirische Analysen räumlicher Interdependenzen bilden: Zeigt sich in der vorliegenden Arbeit

---

<sup>19</sup> Da der Güter-, Faktor- und Wissensaustausch zwischen Regionen innerhalb eines Landes im allgemeinen intensiver ist als zwischen Nationalstaaten, ist die Annahme einer geschlossenen Volkswirtschaft in einer regionalökonomischen Analyse grundsätzlich noch weniger gerechtfertigt als in einer nationalökonomischen. Der Güter- und Dienstleistungsaustausch ist zwischen Regionen zum einen deshalb intensiver als zwischen Nationalstaaten, weil er geringeren natürlichen und künstlichen Handelshemmnissen unterliegt. Die räumlichen Distanzen sind kürzer und die Rechts- und Handelsordnungen sind identisch. Zum anderen sind Regionen vielfach stärker spezialisiert als Länder.

kein oder ein nur schwacher Zusammenhang zwischen Innovationstätigkeit und regionalem Wachstum, so kann dies daran liegen, daß die positiven Externalitäten von FuE nicht räumlich lokalisiert sind, sondern auf andere Regionen ausstrahlen — entweder in Form der interregionalen Diffusion des öffentlichen Gutes Wissen (Wissen als globales öffentliches Gut), in Form von Imitation oder in Form des interregionalen Handels mit Zwischenprodukten, der die von Innovationen ausgehenden Wachstumsimpulse auf die Endproduktindustrie auch in die Regionen trägt, in denen keine Forschung betrieben wird. Zeigt sich in der vorliegenden Arbeit hingegen ein sehr starker Zusammenhang zwischen Innovationstätigkeit und regionalem Wachstum, so kann dies ein Hinweis darauf sein, daß regionale Wachstumsunterschiede durch interregionale Faktormobilität und insbesondere die interregionale Mobilität von hochqualifizierten Arbeitskräften verstärkt werden.

### 1. Grundzüge des theoretischen Modells

Das Modell von Romer (1990a) hat gegenüber anderen Wachstumsmodellen für die geschlossene Volkswirtschaft eine Reihe von Vorzügen:

*Explizit gewinnorientierte FuE:* FuE wird als ein explizit durch pekuniäre Anreize getriebener Aufwand von Ressourcen zur Entwicklung neuer Produkte modelliert. Hierin unterscheidet sich das Modell von frühen Ansätzen der neuen Wachstumstheorie wie Romer (1986) und Romer (1987), in denen technischer Fortschritt entweder „automatisch“ infolge von Investitionen in Sachkapital (learning by investing) oder durch rein finanzielle Aufwendungen eines Unternehmens in Form von Fixkosten entsteht.

*Einfachheit:* FuE wird vereinfachend als deterministisch modelliert, unterliegt also keiner Unsicherheit im Hinblick auf den Innovationserfolg. Dies ist möglich, weil FuE lediglich die Zahl der Zwischenprodukte erhöht und so eine Vertiefung der Arbeitsteilung in einer Konsumgüterindustrie ermöglicht. Hierin unterscheidet sich Romers Modell von anderen Modellen, die einen Prozeß der schöpferischen Zerstörung unterstellen (Aghion und Howitt 1992; Segerstrom et al. 1990). Dort muß Forschung und Entwicklung sinnvollerweise als ein unsicherer, stochastischer Prozeß modelliert werden, weil er die Qualität von Zwischenprodukten erhöht und dazu führt, daß die bisherigen monopolistischen

ZwischenproduktHersteller vollständig vom Markt verdrängt werden.<sup>20</sup> Da die Unterschiede zwischen den beiden Ansätzen (zunehmende Arbeitsteilung, schöpferische Zerstörung) im Hinblick auf die Determinanten und die Geschwindigkeit des Wachstums sowie die Pfadabhängigkeit der wirtschaftlichen Entwicklung gering sind, wird die durch die Unsicherheit hervorgerufene Komplikation sowohl der Modellanalyse als auch der empirischen Schätztechnik als nicht gerechtfertigt angesehen.<sup>21</sup>

*Sinnvolle Komplexität:* Das Modell unterscheidet zwei Formen menschlicher Arbeit, und zwar einfache und hochqualifizierte Arbeit, wobei nur Arbeitskräfte mit hoher Qualifikation in der Lage sind, FuE zu betreiben. Mit dieser Annahme wird die im Rahmen der neuen Wachstumstheorie — und insbesondere eines empirischen Tests dieser Theorie — entscheidende Differenzierung des Faktors Arbeit vorgenommen, weil die Zahl der Arbeitskräfte, die FuE betreiben können, einen entscheidenden Einfluß auf die regionale Wachstumsgeschwindigkeit hat. Weniger geeignet erscheint dagegen die Annahme nur eines, homogenen Faktors Arbeit (vgl. z.B. Grossman und Helpman 1990; Barro und Sala-i-Martin 1995: 212 ff.), die letztlich darauf hinausläuft, daß jeder Arbeiter in der Volkswirtschaft bzw. Region die Dynamik von Innovationen und Wachstum in gleichem Maße beeinflusst. Als nicht notwendige Komplizierung des Modells wird demgegenüber eine weitergehende Differenzierung des Faktors Arbeit angesehen, etwa in drei Qualifikationsstufen, wie sie beispielsweise Aghion und Howitt (1992) vornehmen.

Romer (1990a) untergliedert eine Volkswirtschaft, die hier als Region interpretiert wird, in drei Sektoren, für welche die folgenden Produktionsfunktionen unterstellt werden (Romer 1990a: 80 ff.):<sup>22</sup>

---

<sup>20</sup> Freilich ist Howitt (1996: 12) im Grundsatz zuzustimmen, wenn er Unsicherheit als ein zentrales Element des FuE-Prozesses charakterisiert, dem bisher in der neuen Wachstumstheorie nur wenig Aufmerksamkeit geschenkt wurde. In der Tat mutet es wie ein Widerspruch in sich an, wenn im FuE-Prozeß Erwartungssicherheit oder rationale Erwartungen unterstellt werden. Innovative Tätigkeiten sind definitionsgemäß Tätigkeiten, die bisher niemand vorgenommen hat.

<sup>21</sup> Für einen Vergleich der Steady-State-Wachstumsraten beider Ansätze vgl. Barro und Sala-i-Martin (1995: 254). Die empirischen Schätzungen werden insofern kompliziert, als sie dem Zufallsprozeß Rechnung tragen müssen, dem die Innovationen unterliegen. Erforderlich ist eine Poisson-Regression (Kelly und Hagemann 1996) anstatt einer einfachen KQ-Schätzung.

<sup>22</sup> Der Zeit- und der Regionenindex ( $t, r$ ) werden im folgenden vernachlässigt. Zur Vereinfachung der Darstellung wird von einer diskreten Zahl von Zwischenproduktvarianten ( $N$ ) ausgegangen. Romer (1990a: S83) definiert sie hingegen als Kontinuum.

[B.1]  $Y_i = H_{Y_i}^a L_i^b \sum_{j=1}^N q_{ij}^{1-a-b}$  Endproduktsektor;

[B.2]  $q_j = K_j / \eta$  Zwischenproduktsektor;

[B.3]  $\dot{N} = \delta Q H_N$  FuE-Sektor.

Ein repräsentatives Unternehmen  $i$  der Endproduktindustrie stellt gemäß [B.1] ein homogenes, unter vollkommener Konkurrenz gehandeltes Konsumgut  $Y$  her. Dabei setzt es die primären Produktionsfaktoren einfache Arbeit ( $L$ ) und human-kapitalintensive Arbeit ( $H_i$ ) sowie eine Vielzahl von Varianten eines Zwischenprodukts ( $q_j, j=1, \dots, N$ )<sup>23</sup> ein. Die Grenzproduktivität einer Zwischenproduktvariante wird als unabhängig von der Einsatzmenge jeder anderen Variante angenommen: Eine neu hinzukommende Zwischenproduktvariante ( $N+1$ ) schränkt die Nachfrage der Endproduktindustrie nach den etablierten  $N$  Varianten in keiner Weise ein.<sup>24</sup> Gleichung [B.1] weist aus statischer Sicht (ohne technischen Fortschritt) konstante Skalenerträge, aus dynamischer Sicht jedoch steigende Skalenerträge auf. Die steigenden Skalenerträge können realisiert werden, wenn neue Zwischenproduktvarianten eingesetzt werden. Dies wird deutlich, wenn berücksichtigt wird, daß im Gleichgewicht alle Zwischenproduktvarianten unter den gleichen Bedingungen hergestellt, zum gleichen Preis angeboten und damit auch in gleicher Menge nachgefragt werden ( $q_{ij} = q_{ij} = q_i$ ). Gleichung [B.1] ver-

23 Die Zwischenproduktvarianten können sowohl Verbrauchs- als auch Investitionsgüter sein. Sofern sie Investitionsgüter sind, können die laufenden Nutzungskosten vereinfachend als Zahlungen von Leasinggebühren an die ZwischenproduktHersteller interpretiert werden.

24 Alternativ könnte angenommen werden, daß die Zwischenproduktvarianten unvollständig gegeneinander substituierbar sind (vgl. z.B. Grossman und Helpman 1990, 1991). Die Produktionsfunktion [B.1] hätte in diesem Fall die Form

$$Y_i = H_{Y_i}^a L_i^b \left[ \sum_{j=1}^N q_{ij}^v \right]^{(1-a-b)/v}$$

Durch den Faktor  $v$  ( $0 < v < 1$ ) wird eine Substitutionsbeziehung zwischen den verschiedenen Varianten hergestellt. Je kleiner  $v$ , je größer also die Substitutionselastizität  $1/(1-v)$  ist, desto stärker verringert die Einführung einer neuen Variante ( $N+1$ ) die optimalen Einsatzmengen der übrigen  $N$  Varianten. Diese Formulierung bildet Innovationen mit vergleichsweise geringer Tragweite ab und kommt damit dem Wesen der zunehmenden Arbeitsteilung näher als [B.1], die nur Innovationen beschreibt, die zusätzliche Arbeitsvorgänge ermöglichen, nicht aber einen gegebenen Produktionsprozeß in eine größere Zahl von Arbeitsschritten unterteilt. Gleichwohl beeinflußt die Annahme, daß die Zwischenprodukte nicht gegeneinander substituierbar sind, lediglich das Niveau der Wachstumsraten im Steady-State-Gleichgewicht: Je geringer die Substitutionalität ist, desto höher ist die gleichgewichtige Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens (Bode 1996a: 53).

einfacht sich damit zu  $Y_i = H_i^a L_i^b N q_i^{1-a-b}$ . Steigt beispielsweise die Zahl der eingesetzten Varianten ( $N$ ) um 1 vH, so steigt der Output ( $Y_i$ ) der Unternehmen der Endproduktindustrie ebenfalls um 1 vH. Wird dagegen bei gegebener Zahl von Varianten lediglich die Stückzahl ( $q_i$ ) um 1 vH erhöht, so steigt der Output um nur  $(1-a-b)$  vH.<sup>25</sup>

In der Vor- bzw. Zwischenproduktindustrie stellt eine Vielzahl von Monopolisten gemäß [B.2] jeweils eine Variante  $j$  des in der Endproduktindustrie eingesetzten Zwischenprodukts her. Jedes dieser Unternehmen muß bei seinem Markteintritt eine Art „Gründungsdarlehen“ am Kapitalmarkt aufnehmen, um die für sein Produkt charakteristische, patentierte Blaupause zu kaufen. Ist die Blaupause, die das zur Produktion der Zwischenproduktvariante  $j$  notwendige Know-how verkörpert und dem Produzenten eine Monopolstellung sichert, erst einmal in seinem Besitz, so kann der ZwischenproduktHersteller unter Einsatz von Kapital ( $K$ )<sup>26</sup> eine beliebige Menge seiner Zwischenproduktvariante  $q_j$  mit konstanten Grenzkosten herstellen.<sup>27</sup> Potentielle ZwischenproduktHersteller haben einen Anreiz, eine Blaupause zu erwerben und die Produktion einer neuen Zwischenproduktvariante aufzunehmen, wenn der Gegenwartswert der mit einer Zwischenproduktvariante zu erzielenden Monopolgewinne mindestens ebenso hoch ist wie der Marktpreis für die Blaupause. Da der Marktzutritt für potentielle

<sup>25</sup> Daß es sich bei dem Zwischenprodukt um einen Spezialfall des Produktionsfaktors Kapital handelt, läßt sich durch Einsetzen der gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion für Zwischenprodukte ( $Nq_j = K/\eta$ ) in die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion für das Endprodukt [B.1] zeigen:  $Y = (NH_Y)^a (NL)^b (K/\eta)^{1-a-b}$ . In dieser Gleichung spiegelt sich auch die — für die neue Wachstumstheorie charakteristische — Annahme nicht abnehmender Grenzerträge der akkumulierbaren Produktionsfaktoren wider: Die Summe der Produktionselastizitäten der akkumulierbaren Faktoren  $K$  und  $N$  ist genau eins.

<sup>26</sup> Die Annahme, daß Kapital der einzige Produktionsfaktor in der Zwischenproduktindustrie ist, dient der Vereinfachung. Sie führt dazu, daß die Produktionskosten für Zwischenproduktvarianten im Gleichgewicht über die Zeit konstant sind, weil der gleichgewichtige Zinssatz konstant ist. Würde statt dessen angenommen, daß die Zwischenproduktindustrie einfache oder humankapitalintensive Arbeit einsetzt, so würden die Unternehmen der Zwischenproduktindustrie am entsprechenden Arbeitsmarkt mit anderen Sektoren konkurrieren mit der Folge, daß ihre Produktionskosten im Zeitablauf ebenso schnell steigen wie der jeweilige Lohnsatz. Die höheren Kosten könnten freilich teilweise auf die Unternehmen der Endproduktindustrie und damit auf die Konsumenten überwälzt werden. Der wesentliche Unterschied zwischen den beiden Annahmen besteht letztlich darin, daß der Marktpreis für das Endprodukt im Gleichgewicht konstant bleibt, wenn in der Zwischenproduktindustrie ausschließlich Kapital eingesetzt wird, während er steigt, wenn Arbeit eingesetzt wird.

<sup>27</sup>  $(1/\eta)$  bezeichnet den über die Zeit konstanten Produktivitätsparameter.

Zwischenprodukthersteller frei ist, führt die Konkurrenz zwischen ihnen zur Beseitigung von Renten: Im Gleichgewicht entspricht der Marktpreis genau dem Gegenwartswert der künftigen Gewinne; die laufenden Monopolgewinne reichen gerade aus, um das Gründungsdarlehen zu verzinsen.

Im FuE-Sektor schließlich entwickeln hochqualifizierte Arbeitskräfte gemäß [B.3] neue Blaupausen ( $\dot{N}$ ) unter Einsatz humankapitalintensiver Arbeit ( $H_N$ )<sup>28</sup> und unter Ausnutzung des gesamtwirtschaftlichen Stands des Wissens ( $Q$ ).  $\delta$  bezeichnet einen konstanten Produktivitätsfaktor. Es wird angenommen, daß die hochqualifizierten Arbeitskräfte intersektoral vollkommen mobil sind, so daß die Lohnsätze für hochqualifizierte Arbeit im FuE- und im Endproduktsektor im Gleichgewicht gleich hoch sind. Die Produktivität jedes FuE-Beschäftigten ist — bei gegebenem  $\delta$  — um so höher, je höher der Stand des Wissens in der Region ( $Q$ ) ist. Dieses Wissen wird als öffentliches Gut angesehen, das als Kuppelprodukt der privatwirtschaftlichen Forschung entsteht: Neben dem als Blaupause patentierbaren Wissen entsteht zusätzliches Wissen, das nicht geheim gehalten werden kann: Es diffundiert zwischen allen Forschern in der Region und addiert sich somit zum gesamtwirtschaftlichen Stand des Wissens ( $Q$ ).<sup>29</sup> In der vorliegenden Arbeit wird angenommen, daß sich der gesamtwirtschaftliche Wissensstand in jeder Region proportional zur Zahl der dortigen Innovationen entwickelt und keinerlei „Abschreibung“ unterliegt:

$$[B.4] \quad Q_t = (1 + \psi)N_t = (1 + \psi) \int_{-\infty}^t \dot{N}_\tau d\tau .$$

Romer (1990a) hingegen unterstellt einen Proportionalitätsfaktor von eins ( $\psi = 0$ ). Mit dem Faktor  $1 + \psi$  ( $\psi \geq -1$ ) wird in der vorliegenden Arbeit der empirischen Beobachtung Rechnung getragen, daß die Intensität der Wissensdiffusion zwischen Forschern regional variieren kann (Tödtling 1993: 3). So besteht die Möglichkeit, daß Forscher in unterschiedlichem Ausmaß Wissen produzieren, das in der jeweiligen Region allgemein verwertbar ist, oder daß Forscher das in der jeweiligen Region verfügbare öffentliche Gut Wissen nicht in gleichem Um-

<sup>28</sup> Indem andere Inputfaktoren vernachlässigt werden, wird der Spezialfall einer extrem hohen Humankapitalintensität von Forschung und Entwicklung betrachtet.

<sup>29</sup> Auf welche Weise die Wissensdiffusion erfolgt, welchen Gesetzmäßigkeiten sie folgt und ob sie durch wirtschaftspolitische Eingriffe forciert oder gebremst werden kann, bleibt dabei offen. Der Prozeß der Wissensdiffusion ist im Modell von Romer eine Black Box.

fang nutzen können.<sup>30</sup> Je mehr Wissen pro Innovation in einer Region tatsächlich zum (lokalen) öffentlichen Gut wird und je mehr Forscher in der Region das lokale öffentliche Gut Wissen tatsächlich produktivitätssteigernd nutzen können, desto größer ist  $\psi$ . Ist  $\psi = 0$ , so entspricht das modifizierte Modell dem Modell von Romer. Ist  $-1 \leq \psi < 0$ , so ist die Wissensdiffusion unvollständig;  $\psi > 0$  ist möglich, wenn neben den privatwirtschaftlichen Forschern auch Forscher außerhalb privater Unternehmen — etwa in Hochschulen in der Region — zur Akkumulation des lokal verfügbaren Wissens beitragen.

Die modifizierte Produktionsfunktion des FuE-Sektors lautet damit

$$[\text{B.3}] \quad \dot{N} = \delta(1 + \psi)NH_N,$$

so daß die Wachstumsrate der Zahl der Zwischenproduktvarianten

$$[\text{B.5}] \quad \hat{N} = \frac{dN}{dt} \frac{1}{N} = \delta(1 + \psi)H_N$$

bei konstanter Zahl der FuE-Beschäftigten ebenfalls konstant ist.

## 2. Steady-State-Gleichgewicht

Da die obige Modifikation — die Einführung einer zusätzlichen Konstante  $(1 + \psi)$  — keinen Einfluß auf die Ableitung des Steady-State-Wachstumsgleichgewichts hat, wird an dieser Stelle auf eine formale Ableitung verzichtet (vgl. dazu Romer 1990a). Das Steady-State-Gleichgewicht ist vornehmlich aus wirtschaftspolitischer Sicht von Interesse; es wird im Rahmen der Diskussion wirtschaftspolitischer Implikationen der vorliegenden Untersuchung in Kapitel E aufgegriffen.

Das Steady-State-Gleichgewicht ist dadurch gekennzeichnet, daß alle Märkte im Gleichgewicht sind und die endogenen Variablen des Modells im Zeitablauf konstant bleiben oder mit der gleichen, konstanten Rate — der Steady-State-Wachstumsrate — wachsen. Konstant sind im vorliegenden Modell alle Güterpreise einschließlich des Preises für eine Blaupause, die produzierte und nachgefragte Menge jeder Zwischenproduktvariante, der periodische Gewinn jedes Zwischenprodukt Herstellers und der Zinssatz. Dagegen wachsen die beiden Lohnsätze für gering- und hochqualifizierte Arbeit ( $w_L, w_H$ ), das Pro-Kopf-Einkommen ( $y$ ), der Pro-Kopf-Konsum ( $c$ ), der Pro-Kopf-Kapitalstock ( $k$ ), der ge-

---

<sup>30</sup> Eine detaillierte Beschreibung der Determinanten von  $\psi$  erfolgt in Kapitel C.

samtwirtschaftliche Wissensstand ( $Q$ ) und die Zahl der Zwischenproduktvarianten ( $\hat{N}$ ) mit der gleichen, positiven Rate.<sup>31</sup>

Sofern alle Produktionsentscheidungen dezentral, d.h. ohne Einflußnahme eines zentralen Koordinators getroffen werden, ergibt sich die Steady-State-Wachstumsrate als

$$[B.6] \quad \hat{y}^* = \hat{N}^* = \hat{c}^* = \hat{k}^* = \hat{w}_L^* = \hat{w}_H^* = \frac{\delta(1+\psi)H - \xi\rho}{\theta\xi + 1},$$

wobei  $H=H_N+H_Y$  die Gesamtzahl der hochqualifizierten Arbeitskräfte und  $\xi=a/[(a+b)(1-a-b)]$  ist (Romer 1990a: S92).<sup>32</sup> Die (regionale) Volkswirtschaft wächst um so schneller, je größer die Zahl der hochqualifizierten Beschäftigten ist, weil bei größerer Zahl von Hochqualifizierten auch die Zahl der FuE-Beschäftigten *ceteris paribus* höher ist mit der Folge, daß mehr Forscher Externalitäten in Form von Wissensdiffusion produzieren, produktiver sind und mehr Blaupausen entwickeln können.

Aufgrund der Marktunvollkommenheiten im Modell ist das Marktgleichgewicht [B.6], das sich bei dezentraler Entscheidung über die Produktionspläne einstellt, nicht pareto-effizient. Es beinhaltet gegenüber einem pareto-effizienten Gleichgewicht zwei Ineffizienzen: Zum einen sind die Anreize der Forscher im FuE-Sektor zu gering, neues Wissen zu produzieren, von dem in Zukunft alle anderen Forscher profitieren, weil sie für dieses „Kuppelprodukt“ nicht entlohnt werden. Zum anderen führt die monopolistische Organisation des Marktes für Zwischenprodukte zu einer ineffizienten Verteuerung der Zwischenprodukte, so daß die Endproduktindustrie von jeder Zwischenproduktvariante eine zu geringe Menge einsetzt.

Ein „wohlwollender, allwissender Diktator“, der die Volkswirtschaft zentral und altruistisch mit dem Ziel steuert, die Wohlfahrt aller Wirtschaftssubjekte zu maximieren, kann diese Ineffizienzen beseitigen, indem er die Forscher für ihre Wissensproduktion angemessen entlohnt und am Markt für Zwischenprodukte eine Wettbewerbslösung etabliert, bei der die variablen Stückkosten der Hersteller gerade durch den Marktpreis gedeckt werden. In diesem Fall ergibt sich die (pareto-effiziente) Steady-State-Wachstumsrate (Romer 1990a: S97):

$$[B.7] \quad \hat{y}^* = \hat{N}^* = \hat{c}^* = \hat{k}^* = \hat{w}_L^* = \hat{w}_H^* = \frac{\delta(1+\psi)H - \zeta\rho}{\theta\zeta + 1 - \zeta},$$

<sup>31</sup> Da die Bevölkerungszahl als konstant angenommen wird, sind die Wachstumsraten der Pro-Kopf-Größen identisch mit denen der jeweiligen absoluten Niveaus.

<sup>32</sup>  $\rho$  und  $\theta$  sind Parameter der intertemporalen Nutzenfunktion der Konsumenten.

mit  $\zeta = a / (a + b)$ . Ein Vergleich mit der Steady-State-Wachstumsrate im Fall der Marktlösung [B.6] zeigt, daß die Rate des technischen Fortschritts und damit auch die Wachstumsraten des Pro-Kopf-Einkommens im Fall der Diktatorlösung aus zwei Gründen höher ist als im Fall der Marktlösung:

- Zum einen ist  $\zeta$  um den Faktor  $1/(1-a-b) > 1$  kleiner als  $\xi$ . Dieser Faktor ist der Preisaufschlag (mark up) der monopolistischen ZwischenproduktHersteller, der im Fall der Diktatorlösung entfällt.
- Zum zweiten wird die Konstante 1 im Nenner von [B.6] durch  $(1-\zeta)$  in [B.7] substituiert. Dies ist das Resultat der Internalisierung der positiven Externalität der Wissensproduktion. Die Forscher werden für die von ihnen ausgehenden Spillovers kompensiert, was zur Folge hat, daß mehr Hochqualifizierte als im Marktgleichgewicht im FuE-Sektor tätig sind, diese mehr Blaupausen produzieren und eine schnellere Akkumulation des öffentlichen Gutes Wissen ermöglichen.<sup>33</sup>

Aus wirtschaftspolitischer Perspektive bedeutet dies, daß ein wirtschaftspolitischer Entscheidungsträger in einer Region die Rolle des „wohlwollenden Diktators“ übernehmen und das dortige Wachstum theoretisch dauerhaft dadurch erhöhen könnte, daß er die in seiner Region auftretenden positiven Externalitäten von FuE internalisiert, indem er die Forscher für die von ihnen ausgehende intraregionalen Wissensdiffusion kompensiert.

### 3. Testhypothesen

Aus dem Modell von Romer werden zwei Hypothesen abgeleitet, die in den nachfolgenden Kapiteln empirisch überprüft werden.

Die erste Hypothese, der sich Kapitel C widmet, besagt, daß das Pro-Kopf-Einkommen in einer Region um so schneller wächst, je höher die Zahl (bzw. Dichte) der Forscher und je höher die Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion ist. Zur Ableitung dieser Hypothese wird angenommen, daß sich die  $r$  regionalen Volkswirtschaften ( $r=1, \dots, R$ ) vom Romer-Typ zumindest produktionsseitig in einem Gleichgewicht befinden, in dem die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens ( $\hat{y}_r$ ) mit der Wachstumsrate der Zahl der Innovationen ( $\hat{N}_r$ )

---

<sup>33</sup> Die gleichgewichtige Zahl der in der Endproduktindustrie tätigen Hochqualifizierten verringert sich (bei gegebenem Zinssatz) von  $H_Y = (a/\delta(a+b)(1-a-b))r$  im Fall der Marktlösung auf  $H_Y = (a/\delta b)r$  im Fall der Diktatorlösung.

übereinstimmt.<sup>34</sup> Um Abweichungen von diesem Gleichgewicht in einzelnen Regionen Rechnung tragen zu können, wird ein regionspezifischer Störterm  $e_r$  angefügt:

$$[B.8] \quad \hat{y}_r = \hat{N}_r + e_r .$$

Wird nun die Produktionsfunktion des FuE-Sektors [B.5] in [B.8] eingesetzt, so ergibt sich die Schätzfunktion, anhand derer die Hypothese empirisch überprüft werden kann, als

$$[B.9] \quad \hat{y}_r = \delta(1 + \psi_r)H_{Nr} + e_r \\ = \delta_r H_{Nr} + e_r .$$

Dabei wird angenommen, daß der technische Parameter  $\delta$  in allen Regionen gleich ist, während die Intensität der Wissensdiffusion zwischen Forschern regional variieren kann ( $\psi = \psi_r$ ).<sup>35</sup>

Die zweite Hypothese, die in Kapitel D überprüft wird, lautet, daß die Pro-Kopf-Einkommen von Regionen im Zeitablauf divergieren. Diese Hypothese ist das Ergebnis zweier Annahmen des theoretischen Modells: zum einen der Annahme nicht abnehmender Grenzerträge der akkumulierbaren Faktoren und zum anderen der Annahme, daß die positiven Externalitäten räumlich begrenzt wirksam sind, also nicht (bzw. nicht vollständig) auf andere Regionen ausstrahlen. Befindet sich eine Region — aus welchem Grund auch immer — erst einmal auf einem höheren Wachstumspfad als eine andere Region, so gibt es im theoretischen Modell keinen Mechanismus, der das Wachstum der schneller wachsenden Region bremst und/oder das der langsamer wachsenden Region beschleunigt. Ebenso gibt es kein für alle Regionen gleiches (durchschnittliches) Pro-Kopf-Einkommen, gegen das sie konvergieren. Im Gegenteil: Die Schere zwischen armen und reichen Regionen vergrößert sich im Zeitablauf.

---

<sup>34</sup> Dabei wird offengelassen, ob dieses Gleichgewicht das langfristig stabile Steady-State-Gleichgewicht oder ein temporäres Gleichgewicht im Prozeß der Anpassung an einen Steady State ist.

<sup>35</sup> Das Residuum  $e_r$  kann neben der zufälligen Abweichung vom Gleichgewicht auch systematische Einflüsse auf die Wachstumsrate des regionalen Pro-Kopf-Einkommens widerspiegeln, die nicht durch das wachstumstheoretische Modell berücksichtigt werden. Diese werden in Abschnitt C.II. im einzelnen diskutiert und spezifiziert.

## **C. Lokale Wissensdiffusion und regionales Wachstum**

Im folgenden wird im Rahmen einer ökonometrischen Querschnittsanalyse untersucht, welche Faktoren das regionale Wachstum in westdeutschen Regionen bestimmen. Die Basis für die Schätzfunktion bildet die erste aus dem Modell von Romer (1990a) in Abschnitt B.II.3 abgeleitete Hypothese, die besagt, daß die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in einer Region um so höher ist, je höher die dortige Zahl bzw. Dichte an Forschern und die Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion sind. Zunächst wird ein kurzer Überblick über bisher vorliegende empirische Untersuchungen gegeben. Anschließend wird die Schätzfunktion abgeleitet, und die Schätzergebnisse werden dargestellt. Das Kapitel schließt mit der Beantwortung der Frage, in welchem Maße die durch die Testhypothese beschriebenen Zusammenhänge zu einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen beigetragen haben.

### **I. Zum Stand der empirischen Forschung**

Die große Aufmerksamkeit, welche die Ansätze der neuen Wachstumstheorie in der jüngeren Vergangenheit in der wirtschaftstheoretischen und -politischen Debatte gefunden haben, spiegelt sich in der beachtlichen Zahl empirischer Untersuchungen wider, welche die aus den Modellen abgeleiteten Hypothesen einem empirischen Test unterziehen. Dabei ist die regionale Dimension wieder stärker in den Mittelpunkt des Interesses gerückt. Im folgenden werden einige der auf regionaler Ebene durchgeführten empirischen Untersuchungen vorgestellt, um die bisherigen empirischen Befunde zusammenzufassen und die Einordnung der nachfolgenden eigenen Untersuchung in die aktuelle empirische Diskussion zu ermöglichen.<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> Auf empirische Arbeiten zum Einfluß internationaler Wissensdiffusion auf das nationale Produktivitätswachstum (vgl. z.B. Lichtenberg 1993, Coe und Helpman 1995, Coe et al. 1997, Eaton und Kortum 1995, 1996 oder Pomfret 1995) wird dabei ebenso wenig eingegangen wie auf Untersuchungen zum Einfluß intrasektoraler Spillovers auf die sektorale Spezialisierung von Ländern (vgl. dazu z.B. Stolpe 1995). Einen

In Abhängigkeit von der konkreten Fragestellung und Herangehensweise sind die eher mikroökonomisch orientierten Arbeiten von den eher makroökonomisch orientierten zu unterscheiden: Während mikroökonomisch orientierte Untersuchungen versuchen, durch Befragungen und detaillierte Recherchen einzelne Pfade der Wissensdiffusion nachzuvollziehen oder einzelwirtschaftliche Strategien der Informationsgewinnung zu identifizieren, zielen makroökonomisch orientierte Untersuchungen, zu denen auch die vorliegende Arbeit zählt, darauf ab, die Auswirkungen der Wissensdiffusion auf statistisch meßbare makroökonomische Variable zu quantifizieren.

## 1. Mikroökonomisch orientierte Untersuchungen

Drei Gruppen von mikroökonomisch orientierten Untersuchungen erscheinen im Hinblick auf ihre Fragestellungen und Ergebnisse von besonderer Bedeutung für die vorliegende Arbeit:

- (a) die Analysen der räumlichen Strukturen von Patentzitate,
- (b) Untersuchungen über die Intensität und räumliche Dimension von Kontakten zwischen Unternehmen und Hochschulen und
- (c) Unternehmensbefragungen zur Identifikation unternehmerischer Strategien und Initiativen zur Informationsgewinnung.

### a. *Wissensdiffusion und räumliche Konzentration von Patentanmeldungen*

Einen ersten Anhaltspunkt für die grundsätzliche Existenz lokaler Wissensdiffusion können Zitate im Rahmen von Patentanmeldungen liefern: Bei jeder Patentgewährung sind diejenigen bereits vergebenen Patente zu zitieren, gegenüber denen die mit dem in Frage stehenden Patent gewährten Exklusivrechte abgegrenzt werden müssen. Das in zitierten Patenten inkorporierte Wissen wird dabei als Input oder Vorwissen für das neue Patent angesehen. Jaffe et al. (1993) nutzen diese Zitate, um zu überprüfen, welche Rolle die geographische Entfernung zwischen einem Patentanmelder und den Inhabern der dabei zitierten Patente in den Vereinigten Staaten spielt. Wenn bei Patentanmeldungen eine Konzentration der zitierten Patente auf die Region des jeweiligen Anmelders feststellbar ist, die

---

Überblick über die Literatur geben unter anderem Griliches (1979, 1990, 1992) sowie Stolpe (1995).

über das aufgrund der regionalen Wirtschaftsstruktur zu erwartende Ausmaß hinausgeht,<sup>37</sup> so liegt Jaffe et al. zufolge die Schlußfolgerung nahe, daß die räumliche Nähe der Anmelder neuer Patente zu den Inhabern verwandter, älterer Patente einen positiven Einfluß auf die Innovation hatte. In diesem Fall wird davon ausgegangen, daß Wissensdiffusion die Entwicklung des neuen Patents begünstigte. Die Resultate von Jaffe et al. (1993: 589 ff.) zeigen eine deutliche räumliche Konzentration der Patentanmeldungen innerhalb der Vereinigten Staaten, selbst wenn die auf die regionale Wirtschaftsstruktur und auf Selbstzitate zurückzuführenden Konzentrationen ausgeschlossen werden. Dieses Resultat ergibt sich sowohl für Patentanmeldungen privater Unternehmen als auch für solche von Universitäten. Ein weiteres Resultat ist, daß die räumliche Konzentration der Zitate im Zeitablauf, d.h. mit zunehmender zeitlicher Distanz zwischen der Anmeldung des zitierten und des zitierenden Patents, recht langsam abnimmt.

#### **b. Wissensdiffusion von Hochschulen**

Hochschulen betreiben im allgemeinen Grundlagenforschung, die nicht direkt in marktfähige Produkte umzusetzen, sondern eher als Input für die betriebliche, marktorientierte Forschung anzusehen ist. Die Ergebnisse dieser Forschung werden zwar aufgrund des öffentlichen Auftrags der Hochschulen in Deutschland in größerem Umfang publiziert als die Ergebnisse privatwirtschaftlicher Forschung. Dennoch deuten mehrere empirische Untersuchungen darauf hin, daß Unternehmen, die in räumlicher Nähe einer Hochschule angesiedelt sind, in größerem Umfang Kenntnis von dem in den Hochschulen entwickelten Wissen erlangen als Unternehmen in größerer Entfernung.<sup>38</sup>

So finden Reinhard und Schmalholz (1996: 42 ff.) für Deutschland heraus, daß Kontakte von Unternehmen zu Hochschulen häufig auf persönlichen Be-

---

<sup>37</sup> So ist beispielsweise die Wahrscheinlichkeit, daß ein Anmelder eines Patents im Bereich der Mikroelektronik, der im Silicon Valley ansässig ist, ein älteres Patent zitiert, dessen Inhaber ebenfalls im Silicon Valley ansässig ist, allein schon wegen der dort hohen Konzentration von Unternehmen der Mikroelektronik höher als die Wahrscheinlichkeit, daß ein Anmelder eines vergleichbaren Patents aus einer anderen Region ein in seiner Nähe entwickeltes älteres Patent zitiert. Die Korrektur für Besonderheiten der regionalen Branchenstruktur bedeutet freilich nicht, daß Spillovers keine Rolle spielen, wenn Branchen räumlich stark konzentriert sind. Sie soll lediglich sicherstellen, daß die beobachteten Spillovers nicht ausschließlich strukturelle Ursachen haben.

<sup>38</sup> Für einen Überblick über ältere Arbeiten vgl. Luger und Goldstein (1991).

ziehungen zwischen einzelnen Personen basieren. Diese Kontakte dienen überwiegend der laufenden Information über technologische Entwicklungen, führen teilweise aber auch zu konkreten Kooperationsprojekten. Auch die Ergebnisse einer Unternehmensumfrage von Herden und Heydebreck (1991) in Baden-Württemberg deuten darauf hin, daß immerhin ein Viertel der Unternehmen Kontakte zu Hochschulen unterhält, und daß die räumliche Nähe für diese Kontakte eine wichtige Rolle spielt (Herden und Heydebreck 1991: 5).

Für die Vereinigten Staaten identifizieren Zucker et al. (1994a, 1994b) Anhaltspunkte dafür, daß Unternehmen der Biotechnologie in Kalifornien, die Kontakte zu herausragenden („Star“-)Wissenschaftlern an Universitäten vor Ort unterhalten, in deutlich größerem Umfang innovative Aktivitäten entwickeln als Unternehmen, die über solche Kontakte nicht verfügen. Zu ähnlichen Resultaten kommen auch Audretsch und Stephan (1996), die ausschließlich formelle, vertraglich geregelte Kontakte zwischen universitären Forschern und den Unternehmen der Biotechnologie untersuchen.<sup>39</sup> Zwar scheint die räumliche Nähe im Fall formeller Kontakte im allgemeinen weniger bedeutsam zu sein als im Fall informeller Kontakte. Dennoch verändern sich die Art und Intensität der Zusammenarbeit mit der räumlichen Distanz: Räumliche Nähe ist vor allem bei einer intensiven Einbindung eines universitären Forschers in ein Unternehmen der Biotechnologie vorteilhaft.<sup>40</sup> Dagegen spielt die räumliche Nähe offenbar eine deutlich geringere Rolle, wenn es um formelle Kontakte zum institutionalisierten Wissenstransfer und zur Übertragung von wissenschaftlicher Reputation des Forschers auf ein Unternehmen geht.

### c. *Unternehmensstrategien zur Informationsgewinnung*

Einen Aufschluß über die Frage, aus welchen Quellen bzw. auf welchen Wegen unternehmensexternes Wissen bezogen wird, ergeben entsprechende Unternehmensbefragungen. Auch wenn sich aus den verfügbaren Arbeiten keine verwertbaren Resultate über die Bedeutung der räumlichen Entfernung ergeben, erscheinen die Ergebnisse dieser Umfragen dennoch hilfreich zu sein, um den Prozeß der Wissensdiffusion, der in den wachstumstheoretischen Modellen letztlich eine

<sup>39</sup> Zu beachten ist, daß diese Kontakte zur Internalisierung von Wissensdiffusion führen: Die formellen privatwirtschaftlichen Beziehungen werden im allgemeinen monetäre Kompensationen einschließen.

<sup>40</sup> Die Einbindung kann darin bestehen, daß der universitäre Forscher (Mit-)Begründer des Unternehmens ist oder im wissenschaftlichen Beratungsgremium des Unternehmens (scientific advisory board) eine herausgehobene Position hat.

Black Box ist, besser zu verstehen und um zu analysieren, inwieweit der in der Theorie als nicht internalisierter externer Effekt angenommene Diffusionsprozeß in der Realität bereits internalisiert wird.

Eine Analyse unternehmerischer Strategien zur Förderung der Wissensdiffusion führt Harabi (1995) durch. Er befragt insgesamt 358 Schweizer Unternehmen nach den von ihnen präferierten Wegen zur Akquisition neuen technologischen Wissens, das von Wettbewerbern in Form von Produkt- oder Prozeßinnovationen entwickelt wurde. Als die am häufigsten genannte Methode erweist sich dabei die eigene, unabhängige Forschung und Entwicklung (Harabi 1995: 6 f.). An zweiter bis vierter Stelle stehen mit vergleichsweise geringen Unterschieden in den Häufigkeiten der Nennungen das „reverse engineering“, der Versuch, das relevante Know-how aus Publikationen oder im Rahmen von technischen „Meetings“ zu erlangen, und Gespräche mit Beschäftigten der Konkurrenzunternehmen. Mit einigem Abstand schließlich folgen das Abwerben von Mitarbeitern der innovierenden Unternehmen, die Lizenznahme und die Analyse der Datenbanken des Patentamtes. Die letztgenannten Strategien werden von vielen Unternehmen als nicht oder wenig effektiv beurteilt.

Auch in der von Levin et al. (1987) durchgeführten Befragung von Industrieunternehmen in den Vereinigten Staaten erweisen sich „reverse engineering“ und die eigenständige FuE als die bedeutendsten Formen der Nutzung unternehmensexternen Wissens. Daneben wird — anders als bei Harabi — auch die Lizenznahme als bedeutende Strategie zur Akquisition von Wissen genannt. Als nur geringfügig weniger effektiv werden Publikationen und Meetings sowie das Abwerben von Mitarbeitern innovativer Unternehmen eingestuft. Als insgesamt wenig effektiv werden Gespräche mit Mitarbeitern innovationsstarker Unternehmen eingeschätzt.<sup>41</sup>

Im Rahmen einer Umfrage unter deutschen Unternehmen finden Reinhard und Schmalholz (1996: 40 ff.) heraus, daß gut 50 vH der Unternehmen „nicht geschütztes“ Wissen übernehmen, vor allem durch „reverse engineering“, der gezielten Beobachtung von Wettbewerbern, der Beschaffung von Anlagen, die auch von den Wettbewerbern eingesetzt werden, der Literaturanalyse, der Teilnahme an Vorträgen und durch informelle Kontakte innerhalb von wissenschaftlichen Gesellschaften und Verbänden. „Geschütztes“ Wissen akquirieren sie vor

---

<sup>41</sup> Insgesamt ist die Streuung der den verschiedenen Methoden zugemessenen Effektivität recht gering. Auf einer den befragten Managern vorgegebenen Skala von 1 (nicht effektiv) bis 7 (sehr effektiv) liegen die Mittelwerte der Antworten zwischen 3,6 (Gespräche mit Mitarbeitern innovierender Unternehmen) und 5 (unabhängige FuE). Vgl. dazu Levin et al. (1987: 806).

allem durch den Kauf von Ausrüstungsgütern, die Inanspruchnahme von Beratungsdienstleistungen der Industrie- und Handelskammern, der Verbände und kommerzieller Berater, aber auch durch formelle und informelle FuE-Kooperationen mit anderen Unternehmen.

Diese Untersuchungen verdeutlichen zum einen, daß Wissen auf einer Vielzahl von Wegen diffundieren kann. Sie verdeutlichen zum anderen aber auch, daß die Unternehmen nur für einen Teil des akquirierten Wissens keine Kompensation zahlen. Dies gilt insbesondere für das „reverse engineering“ und das Abwerben von Mitarbeitern anderer, unter Umständen konkurrierender Unternehmen. Die Annahme der Theorie, daß eine Internalisierung der Wissensdiffusion nicht stattfindet, ist mithin eine starke Vereinfachung der Realität. Dies wird auch zu berücksichtigen sein, wenn es um die wirtschaftspolitischen Implikationen der vorliegenden Arbeit geht (Kapitel E).

## 2. Makroökonomisch orientierte Untersuchungen

Die makroökonomisch orientierten Untersuchungen befassen sich vornehmlich mit der Frage, ob interne und externe Skalenerträge im allgemeinen und dynamische externe Skalenerträge der FuE im speziellen auf regionaler Ebene nachzuweisen sind.<sup>42</sup> Untersucht wird insbesondere deren Einfluß auf

- (a) die räumliche Konzentration von Sektoren (Kim 1995; Audretsch und Feldman 1996),
- (b) das regionale Wachstum von Sektoren (Reimers 1981; Bröcker 1989; Glaeser et al. 1992; Richardson und Smith 1995; Kelly und Hageman 1996; Lucio et al. 1996; Büttner 1997) sowie
- (c) das Wachstum der regionalen Pro-Kopf-Einkommen (Cheshire und Carbonaro 1996).

### a. *Determinanten der räumlichen Konzentration von Branchen*

Kim (1995: 897) testet drei Determinanten der räumlichen Konzentration von 20 Industriebranchen auf neun Großregionen der Vereinigten Staaten: (i) die durch das Heckscher-Ohlin-Modell beschriebenen „traditionellen“ komparativen Vorteile (Ressourcenausstattung), (ii) die durch die neue Handelstheorie unterstell-

<sup>42</sup> Einen umfassenden Überblick über die empirische Literatur zur Identifikation von internen und externen Skalenerträgen bietet Junius (1997).

ten internen Skalenerträge (Krugman 1991b) und (iii) die ebenfalls durch die neue Handelstheorie unterstellten externen Skalenerträge (Krugman 1991a).

Die dritte Hypothese (iii) lehnt Kim (1995: 897 f.) ab, weil die von ihm als „High-Tech“-Industrien eingestufteten Wirtschaftszweige (Maschinenbau, Elektrotechnik, Fahrzeugbau)<sup>43</sup> in den Vereinigten Staaten nach dem Zweiten Weltkrieg (bis 1987) eine deutlich abnehmende Lokalisierung<sup>44</sup> aufweisen und weil die räumliche Konzentration dieser High-Tech-Industrien im Jahr 1987 absolut niedriger war als die von Low-Tech-Industrien (z.B. Tabak-, Textilindustrie). Die beiden übrigen Hypothesen (i) und (ii) testet Kim mit Hilfe einer linearen Regression, in der er die industriespezifischen Gini-Koeffizienten, die das Ausmaß der regionalen Konzentration einzelner Industrien beschreiben, durch einen Indikator für interne Skalenerträge (durchschnittliche Betriebsgröße) und einen Indikator für komparative Vorteile (Ausgabenanteil der Rohstoffe, berechnet als Kostenaufwand für Rohstoffe dividiert durch Wertschöpfung) erklärt.<sup>45</sup> Zusätzlich sollen zeit- und industriespezifische Transportkostenunterschiede mit Hilfe von Dummies erfaßt werden. Die Indikatoren für interne Skalenerträge und komparative Vorteile sowie die industriespezifischen Dummies erweisen sich als statistisch signifikant positiv (Kim 1995: 901). Letzteres ist Kim zufolge auf den starken Einfluß der sektorspezifischen Transportkosten auf das Ausmaß der räumlichen Konzentration von Industrien zurückzuführen.

Die Schätzergebnisse interpretiert Kim (1995: 902) wie folgt: In der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts stiegen bei kräftig sinkenden Transportkosten die Betriebsgrößen aufgrund von Skalenerträgen. Dabei konzentrierten sich die Industrien auf die Regionen, in denen die von ihnen benötigten Rohstoffe vergleichsweise reichlich verfügbar waren, weil die Produktion noch vergleichsweise rohstoff- und energieintensiv war. Entsprechend spezialisierten sich die Regionen gemäß ihrer relativen Rohstoffausstattungen. Als im Laufe des 20. Jahr-

<sup>43</sup> Grundlage für diese Einstufung bildet die Technologieintensität der Branchen in der gesamten Nachkriegszeit. Ein Vergleich mit einer Klassifizierung auf der Grundlage aktueller FuE-Ausgabenanteile in OECD-Ländern zeigt, daß diese Sektoren mittlerweile zu bedeutenden Teilen nur noch als „Mitteltechnologiesektoren“ angesehen werden können (vgl. dazu Klodt, Stehn et al. 1994: 38 f.).

<sup>44</sup> Als Indikator für die Lokalisierung, d.h. für die Konzentration von Branchen auf die neuen Großregionen, verwendet Kim den von Hoover (1936) vorgeschlagenen Gini-Koeffizienten. Dieses Konzentrationsmaß kann Werte zwischen null und eins annehmen; es ist um so höher, je stärker eine Branche räumlich konzentriert ist. Als Basis zur Berechnung des Koeffizienten werden Beschäftigtendaten verwandt.

<sup>45</sup> Der Datensatz umfaßt 100 Beobachtungen (20 Industriebranchen, gepoolt über fünf Stichjahre im Zeitraum 1880–1987; vgl. dazu Kim 1995: 900). Als Stichjahre werden verwandt: 1880, 1914, 1947, 1967 und 1987.

hunderts die Produktionsfaktoren mobiler wurden und im Zuge des technischen Fortschritts zunehmend Substitute für Rohstoffe sowie Recyclingverfahren und rohstoffsparende Technologien entwickelt wurden, verloren sowohl Skalenerträge als auch ressourcenbedingte Standortvorteile an Bedeutung, was wieder zu einer stärkeren Diversifizierung der regionalen Industriestrukturen insbesondere nach dem Zweiten Weltkrieg führte.

Diese Interpretation mag die Ursachen der räumlichen Konzentration und Dekonzentration von Wirtschaftszweigen zutreffend beschreiben; aus den Schätzergebnissen von Kim aber ist sie schwerlich ableitbar. So ist zum einen grundsätzlich zu bezweifeln, ob die sehr grobe regionale Untergliederung der Vereinigten Staaten in nur neun Regionen geeignet ist, die regionale Spezialisierung im allgemeinen und die Bedeutung von Externalitäten für die räumliche Struktur wirtschaftlicher Aktivitäten im speziellen zu untersuchen. Zum zweiten erscheint die Hypothese, die sektoralen Dummies seien im Sinne von sektoral unterschiedlichen Transportkosten zu interpretieren, außerordentlich gewagt. Um diese Hypothese zu rechtfertigen, wären zumindest weitergehende Tests notwendig.

Anders als Kim kommen Audretsch und Feldman (1996) zu dem Ergebnis, daß räumlich begrenzte Externalitäten der Wissensproduktion durchaus einen Beitrag zur Erklärung der räumlichen Konzentration von Industriebranchen leisten. Im Rahmen einer ökonometrischen Querschnittsanalyse über 163 Industriebranchen auf der Ebene von US-Bundesstaaten wird gezeigt, daß forschungsintensive Industrien,<sup>46</sup> für die angenommen wird, daß Wissensdiffusion für sie eine besonders große Bedeutung hat, räumlich tendenziell stärker konzentriert sind als weniger forschungsintensive Industrien (Audretsch und Feldman 1996: 637 f.).

Als ergänzende Variable zur Erklärung der räumlichen Konzentration beziehen Audretsch und Feldman unter anderem Indikatoren für die Intensität des Rohstoffeinsatzes, die Transportkostenintensität und die Bedeutung interner Skalenerträge der Branche ein. In Übereinstimmung mit der neuen Handelstheorie (Krugman 1991a, 1991b) erweisen sich interne Skalenerträge als konzentrationsfördernd und die Transportkostenintensität als konzentrationshemmend. Die Intensität des Rohstoffeinsatzes wirkt den Schätzergebnissen zufolge konzentrationsfördernd.

---

<sup>46</sup> Als Indikatoren für die Forschungsintensität und damit für die Sensitivität der Branchen gegenüber räumlich begrenzter Wissensdiffusion verwenden Audretsch und Feldman zum einen den Anteil der FuE-Ausgaben am Umsatz und zum anderen den Anteil der hochqualifizierten Beschäftigten an allen Beschäftigten der Branche in einer Region.

### b. Determinanten des sektoralen Wachstums auf regionaler Ebene

Glaeser et al. (1992) versuchen, zwischen drei verschiedenen Formen externer Skalenerträge und den dafür förderlichen Marktformen empirisch zu diskriminieren:<sup>47</sup> (1) die lokale intrasektorale Wissensdiffusion, deren Erträge am besten im Rahmen einer monopolistischen Marktstruktur auf regionaler Ebene internalisierbar sind, (2) die intrasektorale Diffusion von Wissen, das auf regionaler Ebene in um so größerem Umfang entwickelt wird, je intensiver der Wettbewerb zwischen den Unternehmen einer Branche ist, und (3) die intersektorale Wissensdiffusion, die durch die sektorale Vielfalt in der lokalen Wirtschaftsstruktur begünstigt wird. Als theoretische Grundlagen für Hypothese (1) verweisen Glaeser et al. auf Marshall (1890), Arrow (1962a) und Romer (1986).<sup>48</sup> Die Hypothese (2) wird durch Porter (1990) untermauert, der die Vorteile des — die innovativen Aktivitäten stimulierenden — Wettbewerbs zwischen räumlich konzentrierten Unternehmen einer Branche betont.<sup>49</sup> Im Zusammenhang mit der Hypothese (3) schließlich wird auf Jacobs (1969) verwiesen, die das Wachstum von Städten auf die positiven Externalitäten der zunehmenden Diversifikation und Spezialisierung wirtschaftlicher Tätigkeiten innerhalb der Städte zurückführt.<sup>50</sup>

<sup>47</sup> Lucio et al. (1996) untersuchen mit Hilfe des gleichen methodischen Ansatzes die Entwicklung der branchenspezifischen Beschäftigung in spanischen Provinzen im Zeitraum 1978–1992.

<sup>48</sup> In den Modellen von Arrow (1962a) und Romer (1986) wird eine (geschlossene) Volkswirtschaft analysiert, in der das Wirtschaftswachstum durch Lerneffekte im Zuge des Produktionsprozesses in Unternehmen getrieben wird (learning by doing). Die individuellen Lernerfolge erhöhen — als externer Effekt — die Produktivität aller Arbeitskräfte in der Volkswirtschaft. Da beide Modelle nur einen einzigen Unternehmenssektor kennen, der ein homogenes Gut herstellt, ist die Interpretation der Wissensdiffusion als intrasektorale Spillovers durch Glaeser et al. fragwürdig. Letztlich bieten die Modelle keine Möglichkeit, zwischen intrasektoralen und intersektoralen Spillovers zu unterscheiden (vgl. auch Bröcker 1995: 120). Den einzigen Anhaltspunkt für eine sektorale Interpretation liefert Arrow, der zur Motivation seines Modells beispielhaft auf Lernkurveneffekte im Luftfahrzeugbau hinweist (Arrow 1962a: 156). Marshall hingegen beschreibt in der Tat intrasektorale externe Skalenerträge (Marshall 1905: 293 f.).

<sup>49</sup> In ähnlicher Weise argumentieren die Vertreter des Konzepts der „innovativen Milieus“ wie Piore und Sabel (1984), Aydalot und Keeble (1988) oder Camagni (1991). Für eine Würdigung des Konzepts der „innovativen Milieus“ vgl. Schlie (1995).

<sup>50</sup> Die Grundlage für Jacobs Analysen bildet ein Exportbasis-Modell. Sie betont allerdings sehr stark den evolutorischen Charakter der wirtschaftlichen Entwicklung: Der Anstoß für zusätzliche Exporte einer Stadt, die dann über Multiplikator- und Akzele-  
ratoreffekte einen sich selbst verstärkenden Prozeß der zunehmenden Arbeitsteilung, weiterer Exportsteigerungen und wirtschaftlichen Wachstums hervorrufen, resultiert

Zur theoretischen Fundierung der ökonometrischen Schätzfunktion entwickeln Glaeser et al. (1992) ein einfaches Modell, das einen funktionalen Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate der Beschäftigung einer Industrie in einer Region und den Indikatoren für die drei Testhypothesen herstellt.<sup>51</sup> Letztere sind

- der Grad der Konzentration der Industrie auf eine Region (Standortquotient)<sup>52</sup> als Indikator für die Intensität sektorspezifischer Externalitäten, denen die beiden Testhypothesen (1) und (2) eine große Bedeutung beimessen,
- der Monopolisierungsgrad einer Industrie auf regionaler Ebene als Indikator für die Möglichkeit, Innovationsrenten zu realisieren, denen die erste Hypothese eine besondere Bedeutung beimißt, — approximiert durch die durchschnittliche (inverse) Unternehmensgröße in der Industrie in der Region relativ zur entsprechenden durchschnittlichen (inversen) Unternehmensgröße der Industrie in den Vereinigten Staaten insgesamt —,
- der Diversifikationsgrad der regionalen Wirtschaft als Indikator für die Branchenvielfalt, der die dritte Hypothese eine besondere Bedeutung beimißt, — approximiert durch den Beschäftigtenanteil der übrigen fünf größten Industrien (neben der jeweils betrachteten) in der Region.

Der Datensatz umfaßt die sechs jeweils beschäftigungsstärksten Industriebranchen in 170 Ballungsräumen (SMSAs) in den Vereinigten Staaten (1 016 Beobachtungen); erklärt wird die Wachstumsrate der Beschäftigung im Zeitraum 1956–1987.<sup>53</sup> Die Ergebnisse der Schätzung (Glaeser et al. 1992: 1140 ff.)<sup>54</sup> fa-

---

nicht aus einem positiven exogenen Schock, sondern aus dem „natürlichen“ Bestreben von Menschen, die bekannten Formen von Arbeit immer wieder mit neuen zu kombinieren, verbunden mit der Fähigkeit, Neues zu erlernen (vgl. z.B. Jacobs 1969: 49 ff.).

- <sup>51</sup> Im Zentrum des Modells steht die Annahme, daß diejenigen Variablen, die die drei Hypothesen charakterisieren, den regionenspezifischen Technologieparameter in einer Produktionsfunktion determinieren.
- <sup>52</sup> Ein Standortquotient ist definiert als Anteil eines Sektors an der Gesamtbeschäftigung oder -wertschöpfung in einer Region relativ zum entsprechenden Anteil auf nationaler Ebene (oder auf der Ebene einer anderen übergeordneten Gebietskörperschaft).
- <sup>53</sup> Die erklärenden Variablen sind auf das Jahr 1956 bezogen. Als ergänzende erklärende Variable werden die Wachstumsrate der Beschäftigung in der jeweiligen Industrie auf Bundesebene mit Ausnahme der jeweiligen Region, der regionen- und branchenspezifische Lohnsatz, die absolute Beschäftigtenzahl der Branche in der Region und eine Dummy für die Südstaaten spezifiziert.
- <sup>54</sup> Lucio et al. (1996) kommen zu sehr ähnlichen Ergebnissen.

vorisieren die dritte Hypothese (Jacobs), derzufolge Branchenvielfalt in einer Region das sektorale Beschäftigungswachstum begünstigt. Die hohe räumliche Konzentration einzelner Industrien und ein hoher Monopolisierungsgrad werden demgegenüber als Hemmnisse für ein rasches sektorales Beschäftigungswachstum identifiziert. Daraus schließen die Autoren auf eine geringe Bedeutung sektorspezifischer externer Skalenerträge; die ersten beiden Hypothesen (Marshall/Arrow/Romer und Porter) werden abgelehnt. Tendenziell für die zweite Hypothese (Porter) sprechen die Resultate lediglich insofern, als eine niedrige durchschnittliche Unternehmensgröße als wachstumsfördernd identifiziert wird.

Die Arbeit von Glaeser et al. (1992) hat in der Literatur wohl auch deshalb sehr viel Beachtung gefunden, weil sie verschiedene, als schwer quantifizierbar angesehene Hypothesen auf bestechend einfache Weise gegeneinander testet und dabei zu klaren Resultaten kommt. Einschränkend ist gleichwohl anzumerken, daß der theoretische Hintergrund des Schätzmodells außerordentlich schwach ist. Damit steht auch die Interpretation, daß interindustrielle Wissensdiffusion ursächlich für regionale Wachstumsunterschiede innerhalb von Sektoren ist (Glaeser et al. 1992: 1151), auf tönernen Füßen. Es kann beispielsweise nicht ausgeschlossen werden, daß die Ergebnisse die Folge „traditioneller“ Agglomerationsvorteile sind,<sup>55</sup> beispielsweise eines großen, diversifizierten regionalen Arbeitsmarkts, der Suchkosten verringert und die Qualität von Job-Matches verbessert.<sup>56</sup> Eine weitere Schwäche der empirischen Untersuchung sind fehlende Tests auf mögliche interregionale Interdependenzen. Zur Absicherung der Annahme der geschlossenen Volkswirtschaft im theoretischen Modell sind Tests auf räumliche Autokorrelation erforderlich. Diese fehlen sowohl bei Glaeser et al. (1992) als auch bei Lucio et al. (1996).

Eine weitere Untersuchung stammt von Kelly und Hageman (1996), die den Einfluß intersektoraler und intrasektoraler Wissensdiffusion auf die Zahl der Patentanmeldungen in US-Bundesstaaten untersuchen. Kelly und Hageman verwenden die Häufigkeit von Patenten anstatt der Wachstumsrate des Outputs als relevante erklärende Variable, um der Möglichkeit Rechnung zu tragen, daß Innovation und Produktion nicht notwendigerweise am gleichen Ort stattfinden müssen. Die wachstumsstimulierende Wirkung von Innovationen muß also nicht notwendigerweise in vollem Umfang in der Region auftreten, in der die Innovation stattfindet bzw. das Patent angemeldet wird. Als theoretische Basis verwen-

---

<sup>55</sup> Für einen Überblick über Vor- und Nachteile der Agglomeration vgl. Abschnitt C.II.3.a sowie Richardson (1995).

<sup>56</sup> Vgl. dazu Pissarides (1979), Diamond (1982), Mortensen (1982) sowie Kim (1987).

den Kelly und Hagemann ein einfaches, regionalökonomisch interpretiertes Wachstumsmodell, in dem technischer Fortschritt durch Qualitätsverbesserungen erfolgt, also einen Prozeß der schöpferischen Zerstörung begründet, wie ihn in Anlehnung an Schumpeter (1942) beispielsweise Aghion und Howitt (1992) beschreiben.

Kelly und Hagemann schätzen letztlich logarithmierte, branchenspezifische FuE-Produktionsfunktionen. Die zu erwartende Zahl der Patente einer Branche (als Outputgröße) hängt dabei von der Zahl der Patentanmeldungen durch die übrigen Industriebranchen (als Indikator für branchenübergreifende Spillovers) sowie der Zahl der Arbeitskräfte der Branche in der Region ab.<sup>57</sup> Zusätzlich werden drei ergänzende erklärende Variable spezifiziert (Kelly und Hageman 1996: 10): ein Indikator für intrasektorale Wissensdiffusion (Anteil der jeweiligen Branche an der regionalen Industriebeschäftigung), ein Indikator für die möglichen Vorteile etablierter Unternehmen bei der Weiterentwicklung von Produkten (branchen- und regionenspezifische durchschnittliche Unternehmensgröße) und ein Indikator für das regionale Potential an hochqualifizierten Beschäftigten (Anteil der Bevölkerung mit vier oder mehr Jahren College-Ausbildung).

Die Schätzergebnisse für insgesamt zwölf Industriebranchen (Kelly und Hageman 1996: 10 f.) deuten darauf hin, daß lokale intersektorale Spillovers in 11 der 12 Branchen einen positiven Einfluß auf die Innovationstätigkeit haben,<sup>58</sup> während intrasektorale Spillovers nur in zwei Branchen einen signifikant positiven Einfluß haben. Die Zahl der Beschäftigten der Branche schließlich ist in der Hälfte der Branchen signifikant positiv und das regionale Potential an hochqualifizierten Beschäftigten in fünf Branchen.

---

<sup>57</sup> Die Produktionsfunktion des FuE-Sektors wird als ein Poisson-Prozeß modelliert: Die Zahl der Patentanmeldungen pro Jahr, Sektor und Region ist eine Zufallsvariable, die von der Menge der Inputs in FuE (Zahl der FuE-Beschäftigten) und einer sektorspezifischen Konstante abhängt. Der Anteil der FuE-Beschäftigten an der Gesamtbeschäftigung eines Sektors in einer Region wiederum wird aus dem Modell unter der Annahme abgeleitet, daß regionenspezifische intersektorale Spillovers die Produktivität von FuE erhöhen. Der Anteil der FuE-Beschäftigten in einem Sektor in einer Region ist damit um so höher, je höher die Zahl der Patentanmeldungen in den übrigen Sektoren in der Region ist (Kelly und Hageman 1996: 9). Daß die absolute Zahl der Gesamtbeschäftigten und nicht die Zahl der FuE-Beschäftigten in der Schätzfunktion enthalten ist, erklärt sich dadurch, daß die Gleichung, die den Anteil der FuE-Beschäftigten an der Gesamtzahl der Beschäftigten der Branche in Abhängigkeit von der Intensität der Wissensdiffusion bestimmt, nach der absoluten Zahl der FuE-Beschäftigten aufgelöst und in die FuE-Produktionsfunktion eingesetzt wird.

<sup>58</sup> Die einzige Ausnahme bildet der Maschinenbau.

Für Deutschland liegen zwei jüngere Arbeiten zur Identifikation der Bestimmungsgründe des sektoralen Wachstums auf regionaler Ebene vor: Bröcker (1989) und Büttner (1997).<sup>59</sup> Bröcker (1989) versucht in multiplen Querschnittsregressionen von über 87 Raumordnungsregionen die Determinanten des regionalen Wachstums einzelner Sektoren und Wirtschaftszweige im Zeitraum 1970–1982 zu identifizieren (vgl. auch Bröcker und Peschel 1989). Für verschiedene Aggregationsebenen (Industrie/Dienstleistungen, neun Industrie- und sechs Dienstleistungszweige) wird jeweils eine mit dem Standortquotienten „normierte“ (multiplizierte) Wachstumsrate der Beschäftigung<sup>60</sup>

$$\hat{L}_{ir}^{norm} = \frac{L_{ir}^1 - L_{ir}^0}{L_{ir}^0} \cdot \frac{L_{ir}^0 / L_r^0}{L_i^0 / L^0} [= \hat{L}_{ir} \cdot STQ_{ir}]$$

auf einen Satz möglicher erklärender Variablen regressiert, aus dem die jeweils nicht signifikanten Variablen eliminiert werden. Als erklärende Variable werden unter anderem verschiedene Konzentrationsvariable (Standortquotient, Bevölkerungsdichte, durchschnittliche Betriebsgröße), Faktorpreise, Innovations- und Qualifikationsindikatoren (unter anderem Akademikeranteil, Innovationsförderung), Klima- und Umweltindikatoren sowie Verkehrsinfrastrukturindikatoren einbezogen.

Die wesentlichen Ergebnisse Bröckers im Hinblick auf die Determinanten der regionalen Beschäftigungsentwicklungen im Verarbeitenden Gewerbe und im Dienstleistungsgewerbe lassen sich wie folgt zusammenfassen:

(i) Verarbeitendes Gewerbe

- Branchen wachsen in den Regionen tendenziell schneller, in denen sie sich vornehmlich aus kleinen und mittelgroßen Betrieben zusammensetzen; strukturell dominierende Großbetriebe hingegen scheinen das Wachstum eher zu verlangsamen.
- Der Agglomerationsgrad scheint — zumindest im Teilzeitraum 1978–1982 — einen negativen Einfluß auf die regionale Entwicklung der Industriebranchen zu haben.

<sup>59</sup> Auf die Arbeit von Reimers (1981), welche die Determinanten regionalen Wachstums in den sechziger Jahren untersucht, wird nicht näher eingegangen.

<sup>60</sup>  $L_{ir}$  bezeichnet die Beschäftigten in Branche  $i$  und Region  $r$ ,  $L_r$  die regionale Gesamtbeschäftigung,  $L$  ( $L_i$ ) die Gesamtbeschäftigung auf Bundesebene (in Branche  $i$ ) und  $STQ$  den Standortquotienten. Der hochgestellte Index (0, 1) bezeichnet den Beobachtungszeitpunkt.

- Bröcker findet darüber hinaus Anhaltspunkte für negative Lokalisationseffekte; positive Lokalisationseffekte können hingegen nicht identifiziert werden: Im Bundesdurchschnitt schrumpfende Industriebranchen schrumpfen in den Regionen tendenziell besonders schnell, in denen sie überproportional stark vertreten sind. Wachsende Branchen dagegen zeigen kein mit dem Grad ihrer regionalen Konzentration variierendes Entwicklungsmuster.<sup>61</sup>
- Regionale Lohnniveaus und Umweltbedingungen scheinen nur in wenigen Industriebranchen einen Einfluß auf die Beschäftigungsentwicklung zu haben.
- Regionale Innovations- und Qualifikationsindikatoren<sup>62</sup> sowie Indikatoren für die Dichte und Qualität der Verkehrsinfrastruktur zeigen keinerlei positiven Einfluß auf die Beschäftigungsentwicklung in der Industrie.

(ii) Dienstleistungsgewerbe

- Bröcker zufolge wird die regionale Beschäftigungsentwicklung in den Zweigen des Dienstleistungsgewerbes vor allem durch die Nachfrageentwicklung determiniert, beschrieben durch das Beschäftigungswachstum in der Industrie und die Entwicklung des Erwerbspersonenpotentials. Daraus wird der Schluß gezogen, daß der tertiäre Sektor nach wie vor ganz überwiegend ein „Folgebereich“ in dem Sinne ist, daß er Entwicklungsimpulse aus der regionalen Wirtschaft empfängt, ohne solche Impulse selbst in nennenswertem Umfang an andere regionale Wirtschaftsbereiche auszusenden.
- Für die Lokalisationsvariable (Standortfaktor) wird wiederum ein negativer Einfluß auf die Beschäftigungsentwicklung in der Mehrzahl der Dienstlei-

<sup>61</sup> Dieses Ergebnis sollte jedoch nicht überbewertet werden, weil der Parameter des Standortquotienten durch die in Abschnitt D.II detailliert beschriebene „regression towards the mean“ unterschätzt werden könnte: Zufallsbedingte Verzerrungen der zu erklärenden Variablen können dazu führen, daß die Regression einen negativen Schätzer ergibt, obwohl tatsächlich kein oder ein positiver Einfluß besteht. Das Phänomen der „regression towards the mean“ kann in Querschnittsregressionen auftreten, wenn die Wachstumsrate einer Variablen auf ihr Anfangsniveau bzw. ein Endauf ein Anfangsniveau regressiert wird. Dies ist auch bei Bröcker der Fall: Wird vereinfachend die Einfachregression  $L_{ir}^{norm} = \beta_0 + \beta_1 STQ_{ir} + \varepsilon_{ir}$  betrachtet, so ergibt sich durch Transformation die nachfolgende Schätzgleichung, in der die Zahl der Beschäftigten in der Endperiode  $L_{ir}$  auf den gleichen Wert in der Anfangsperiode  $L_{ir}^0$  regressiert wird:  $L_{ir} = \alpha_0 (L_{ir}^0 / STQ_{ir}^0) + (1 + \alpha_1) L_{ir}^0 + (L_{ir}^0 / STQ_{ir}^0) \varepsilon_{ir}$ .

<sup>62</sup> Die Indikatoren sind: Zahl der Studenten an ingenieur- und naturwissenschaftlichen Fakultäten, Akademikeranteil an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, Personal an Hochschulen und Innovationsförderung zugunsten kleiner und mittelgroßer Unternehmen.

stungszweige ausgewiesen, was ebenfalls auf die „regression towards the mean“ zurückzuführen sein könnte.

- Der Agglomerationsgrad, die Qualifikationsindikatoren und die Verkehrsinfrastruktur scheinen demgegenüber kaum einen Einfluß auf die regionale Beschäftigungsentwicklung im tertiären Sektor zu haben.

Bröckers Untersuchung berücksichtigt zwar eine Vielzahl möglicher Determinanten des regionalen Wachstums, wobei die räumliche Dimension durch die Spezifikation einzelner erklärender Variabler als sogenannte Potentialgrößen (Bevölkerungs-, Technikstudenten-, Wissenschafts- und Naturflächenpotential; vgl. dazu Bröcker 1989: 36 ff.) explizit einbezogen wird. Der Verzicht auf eine theoretische Fundierung der Schätzfunktionen birgt jedoch die Gefahr der Beliebigkeit und der Oberflächlichkeit der Interpretationen.

Die Ergebnisse von Büttner (1997) deuten darauf hin, daß auch in Deutschland einige Industriebranchen von positiven interindustriellen Externalitäten profitieren, während intraindustrielle Externalitäten bedeutungslos oder sogar negativ sind. In 3 der insgesamt 10 von Büttner unterschiedenen Industriebranchen ist die Wachstumsrate der Beschäftigung auf der Ebene westdeutscher Landkreise im Zeitraum 1978–1994 tendenziell um so höher, je höher die Bedeutung des Verarbeitenden Gewerbes in der Region ist, gemessen am Anteil der Industrie (ohne die jeweilige Branche) an der Gesamtbeschäftigung im Landkreis. Bei den drei Branchen handelt es sich um die Metallverarbeitung, den Maschinenbau und die Kunststoffverarbeitung. Positive intraindustrielle Externalitäten hingegen können nicht identifiziert werden. In 8 der 10 Branchen wird sogar ein negativer Einfluß der Branchengröße, gemessen an ihrer absoluten Beschäftigtenzahl in einer Region, auf das Beschäftigungswachstum geschätzt.<sup>63</sup> Ob es sich bei den positiven interindustriellen Einflüssen um statische oder dynamische und um pekuniäre oder technologische Externalitäten handelt und welche Lokalisationsnachteile möglicherweise eine Rolle spielen könnten, kann Büttner allerdings nicht feststellen, weil die entsprechenden Parameter des theoretischen Modells in der Schätzfunktion nicht identifizierbar sind.<sup>64</sup>

---

<sup>63</sup> Auch dieses Ergebnis jedoch sollte wegen der möglichen „regression towards the mean“ nicht überbewertet werden.

<sup>64</sup> Büttners Schätzansatz ist dem Ansatz von Glaeser et al. (1992) ähnlich; allerdings werden — wie bei Bröcker — branchenspezifische Querschnittsregressionen durchgeführt, anstatt das Wachstum der sechs größten Branchen im Rahmen einer einzigen Schätzung zu erklären. Auch ist der theoretische Ansatz weniger ad hoc. Die Grundlage bildet eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, deren Produktivitätsterm eine steigende Funktion von Lokalisierungs- und Urbanisierungsvorteilen ist. Entspre-

In Regressionen zur Erklärung der regionalen Beschäftigungsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe insgesamt zeigt sich ebenfalls, daß die Industrie tendenziell in den Regionen schneller wächst, in denen eine hohe Branchenvielfalt besteht. Ferner ist das regionale Beschäftigungswachstum der Industrie tendenziell um so höher, je geringer die durchschnittliche Betriebsgröße und die Bevölkerungsdichte sind. Letzteres wird allerdings nicht im Sinne von Nachteilen der Urbanisierung interpretiert — zum einen, weil die Externalitäten der Urbanisierung in Büttners theoretischem Modell durch die absolute Beschäftigtenzahl repräsentiert werden, und zum anderen, weil negative Externalitäten im Modell explizit ausgeschlossen sind. Interessant erscheint weiterhin, daß der zunächst signifikant positive Einfluß des regionalen Lohnniveaus der Industrie auf das Beschäftigungswachstum nahezu ausschließlich auf Unterschiede in der Sektorstruktur zurückgeführt wird: Nachdem der Einfluß der regionalen Sektorstruktur auf das Beschäftigungswachstum durch den Strukturfaktor der Shift-Share-Analyse<sup>65</sup> „herausgefiltert“ wurde, hatte der Lohnsatz keine Erklärungskraft mehr.

Zusammenfassend bleibt somit festzuhalten, daß lokale intersektorale Spillovers einen erheblichen Einfluß auf die regionale Innovations- und Wachstumsdynamik von Industriebranchen zu haben scheinen, während intrasektorale Spillovers von nur geringer Bedeutung sind. Offenbar forcieren intersektorale Spillovers tatsächlich nicht nur die regionale Innovationstätigkeit, sondern auch das regionale Wachstum von Branchen. Damit könnte die sektorale Wirtschaftsstruktur auch einen Einfluß auf die Intensität von Wissensdiffusion innerhalb

---

chende externe Nachteile werden explizit ausgeschlossen (Büttner 1997: 3). Aus der Produktionsfunktion, die als regions- und branchenspezifisch angesehen wird, leitet Büttner eine Schätzfunktion ab, in welcher die Wachstumsrate der Beschäftigung (bzw. Arbeitsnachfrage) in der jeweiligen Branche und Region durch verschiedene regionenspezifische Bestandsgrößen in der Anfangsperiode bestimmt wird. Die Dynamik der Schätzfunktion wird erzeugt, indem eine partielle Anpassung an ein Gleichgewicht angenommen wird: Ausgehend von einem Ungleichgewicht paßt sich die tatsächliche Arbeitsnachfrage im Verlauf einer Periode partiell an die optimale Nachfrage an. Dabei wird zusätzlich berücksichtigt, daß sich die optimale Arbeitsnachfrage aufgrund der unterstellten Externalitäten im Zeitablauf selbst verändern kann, so daß die Schätzfunktion keine identifizierbaren Hinweise mehr darauf geben kann, ob es sich bei den Lokalisierungs- und Urbanisierungsvorteilen um statische oder dynamische Externalitäten handelt (Büttner 1997: 8).

<sup>65</sup> Im Rahmen der Shift-Share-Analyse wird das Wertschöpfungs- oder Beschäftigungswachstum einer Region in zwei Komponenten untergliedert: einen (hypothetischen) Strukturfaktor, der angibt, wie schnell die Region gewachsen wäre, wenn alle Wirtschaftszweige in der Region ebenso schnell gewachsen wären wie im Bundesdurchschnitt, und einen Standortfaktor, in dem sich die Differenz zwischen dem strukturbedingten hypothetischen und dem tatsächlichen Wachstum niederschlägt (Richardson 1979: 202 ff.).

von Regionen und damit auf die Wachstumsdynamik der Pro-Kopf-Einkommen haben.

**c. Determinanten der Wachstumsrate des regionalen Pro-Kopf-Einkommens**

Die bisher einzige empirische Arbeit, die — ebenso wie die vorliegende Untersuchung — das Wachstum des regionalen Pro-Kopf-Einkommens auf der Grundlage eines Modells der neuen Wachstumstheorie zu erklären sucht, ist Cheshire und Carbonaro (1996). Auch sie verwenden das Modell von Romer (1990a) explizit als theoretische Grundlage für die empirische Untersuchung auf regionaler Ebene. Dabei finden sie empirische Anhaltspunkte dafür, daß positive Externalitäten von FuE, wie sie im Modell von Romer unterstellt werden, tatsächlich zu höherem Wachstum der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in der Europäischen Union führen. Cheshire und Carbonaro untersuchen das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens in 118 europäischen Agglomerationen („Functional Urban Regions“, FURs).<sup>66</sup> Die Grundlage der Schätzfunktion bildet — ähnlich wie bei Kelly und Hageman (1996) — die FuE-Produktionsfunktion  $\dot{N}_r = \delta Q_r H_{Nr}$  (vgl. auch Gleichung [B.3]), die leicht modifiziert und durch ergänzende erklärende Variable erweitert wird.

Modifiziert wird die Annahme über die Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion: Es wird unterstellt, daß sich das in einer Region verfügbare Wissen ( $Q_r$ ) gemäß der Gleichung  $Q_r = \psi_r N$  ergibt. Die modifizierte Produktionsfunktion des FuE-Sektors lautet entsprechend  $\dot{N}_r = \delta H_{Nr} N \psi_r$  (Cheshire und Carbonaro 1996: 1117). Für den Faktor  $\psi_r$  ( $\psi_r > 0$ ), der die Intensität der Wissensdiffusion in einer Region beschreiben soll, wird angenommen, daß er positiv von der Konzentration des Humankapitals in der Region abhängt ( $\psi_r = H_{Nr}^\varphi$ ): Je größer die Zahl der Forscher in einer Region ist, desto höher ist Cheshire und Carbonaro zufolge die Intensität der Wissensdiffusion und damit das in der Region verfügbare Wissen. Der Parameter  $\varphi$  ( $\varphi > 0$ ) beschreibt Cheshire und

<sup>66</sup> Die Agglomerationen (FURs) bestehen jeweils aus einer Großstadt (Kern) mit mindestens 200 000 Einwohnern sowie den umliegenden NUTS 3-Regionen, aus denen mehr Arbeitskräfte in diese Großstadt pendeln als in eine benachbarte Großstadt (Hall und Hay 1980; Cheshire und Hay 1989). Die NUTS 3-Ebene entspricht in Deutschland der Ebene der Regierungsbezirke. Agglomerationen in Griechenland und Portugal werden aufgrund fehlender Daten nicht berücksichtigt. Auf die 122 Agglomerationen entfällt etwa die Hälfte der Einwohner in der Europäischen Union insgesamt ohne Griechenland und Portugal (Cheshire und Carbonaro 1996: 1113, 1116).

Carbonaro zufolge nicht nur die Elastizität der Häufigkeit *intraregionaler* produktiver Kontakte zwischen Forschern in Abhängigkeit von ihrer Konzentration, sondern auch die Elastizität der Häufigkeit *interregionaler* Kontakte (Cheshire und Carbonaro 1996: 1118).<sup>67</sup> Unter diesen Annahmen ergibt sich die — aus der Produktionsfunktion des FuE-Sektors abgeleitete — regionale Wachstumsrate der Zahl der Innovationen und des Wissensbestands ( $\hat{N}_r$ ) bei Cheshire und Carbonaro als

$$[C.1] \quad \hat{N}_r [= \dot{N}_r / N] = \delta H_{Nr}^{1+\varphi}.$$

Da die Wachstumsraten des Wissens  $\hat{N}_r$  und des Pro-Kopf-Einkommens  $\hat{y}_r$  dem Modell von Romer zufolge im Gleichgewicht gleich hoch sind, substituieren Cheshire und Carbonaro  $\hat{N}_r$  als erklärende Variable durch  $\hat{y}_r$ . Als Indikator für die Variable  $H_{Nr}$  verwenden sie die Zahl von Forschungs- und Entwicklungsstätten der 500 größten Unternehmen der Welt (gemäß *Fortune*) in den jeweiligen Agglomerationen je 1 Million Einwohner. Die Testhypothese lautet entsprechend: Je höher die Dichte an Forschungsstätten multinationaler Unternehmen in einer Region ist, desto höher ist die Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion und desto größer ist entsprechend die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in der Region (Cheshire und Carbonaro 1996: 1118).

Die Schätzungen ergeben einen signifikant positiven Parameter der FuE-Intensität,<sup>68</sup> was als Indiz dafür gewertet wird, daß dynamische Skalenerträge von FuE auf regionaler Ebene existieren und zu einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen beitragen können. Allerdings wird nicht überprüft, ob und in

<sup>67</sup> Wissensdiffusion wird als eine Form von Agglomerationsvorteilen interpretiert: Je mehr Forscher in einer Region arbeiten, desto größer sind die Möglichkeiten für den einzelnen Forscher, andere Forscher aus der gleichen oder aus einer anderen Region zu treffen, mit ihnen Erfahrungen auszutauschen und dadurch seine eigene Produktivität zu erhöhen. Die Menge des in einer Periode in der Region  $r$  entstehenden neuen Wissens ( $N_r$ ) hängt folglich nach der Interpretation von Cheshire und Carbonaro sowohl von dem Bestand des ubiquitären, überregional verfügbaren Wissens ( $N$ ) als auch von der Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion ab.

<sup>68</sup> Der Exponent  $(1+\varphi)$  wird durch Ausprobieren bestimmt. Die beste Schätzung (höchstes Bestimmtheitsmaß  $R^2$ ) ergibt sich bei dem sehr hohen Wert von  $(1+\varphi)=4$ . Freilich betonen Cheshire und Carbonaro (1996: 1122), daß die Signifikanz des Parameters der Spillover-Variable weitgehend unverändert bleibt, wenn der Exponent zwischen 1 und 4 variiert wird. Die Schätzfunktion enthält neben der FuE-Intensität zahlreiche weitere erklärende Variable. Um die Darstellung zu vereinfachen, werden im folgenden die Variablen einschließlich der Schätzergebnisse beschrieben. Vgl. dazu Cheshire und Carbonaro (1996: 1114 ff.). Die präferierte Schätzung ergibt ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von  $R^2=0,60$ .

welchem Umfang letzteres tatsächlich der Fall ist. Einige der ergänzenden erklärenden Variablen, für die ein signifikant negativer Parameter geschätzt wird, wirken den Autoren zufolge demgegenüber eher in Richtung auf eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen. Diese sind insbesondere

- ein wirtschaftlich rückständiges weiteres Umland der Agglomeration (Anteil der Beschäftigten der Landwirtschaft in der entsprechenden NUTS 2-Region<sup>69</sup> sowie dessen Quadrat);
- die Industriedichte im weiteren Umland der Agglomeration (Anteil der Beschäftigten der Industrie in der entsprechenden NUTS 2-Region);
- der historische Einfluß des Kohlenbergbaus in der Agglomeration (Dummy);
- der historische Einfluß von Seehäfen und von den dort ansässigen rohstoffintensiven Industrien und Werften (Dummy);
- die Nachteile der räumlichen Ballung wirtschaftlicher Aktivitäten (Bevölkerungsdichte).

Einen (signifikant) positiven Einfluß auf das Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens haben demgegenüber neben der FuE-Intensität

- die absolute Größe der Region (logarithmierte Bevölkerungszahl);
- der Wachstumsvorsprung gegenüber benachbarten Agglomerationen (mit der Distanz gewogene Differenz der Wachstumsraten der Pro-Kopf-Einkommen zu benachbarten Agglomerationen im Umkreis von 80 km);<sup>70</sup>
- die wirtschaftliche Dynamik der Regionen des Landes außerhalb von Agglomerationen (Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens des Landes unter Ausschluß der Agglomerationen).

Zusammengefaßt deuten die Ergebnisse der bisherigen empirischen Untersuchungen darauf hin, daß lokale Wissensdiffusion durchaus existiert und daß sie zur Erklärung des regionalen Wachstums auf sektoraler und gesamtwirtschaftlicher Ebene beitragen kann. Dabei scheint die intersektorale Wissensdiffusion, die zu einer Verknüpfung unterschiedlicher Technologien, Produkte und Verfah-

<sup>69</sup> NUTS 2-Regionen sind in Deutschland Bundesländer.

<sup>70</sup> Mit Hilfe dieser Variablen sollen letztendlich regionale Wachstumsunterschiede erfaßt werden, die sich daraus ergeben, daß Arbeitskräfte ihren Arbeitsplatz von einer langsam in eine schneller wachsende benachbarte Region verlagern. Aufgrund ihrer Definition  $\sum_s (\hat{y}_r - \hat{y}_s) / D_{rs}$ , wobei der Index  $s$  über alle benachbarten Regionen im Umkreis von 80 km läuft und  $D_{rs}$  die Distanz zwischen den Regionen  $r$  und  $s$  bezeichnet, ist diese Variable jedoch nicht exogen.

ren führen kann, von größerer Bedeutung zu sein als die intrasektorale Wissensdiffusion.<sup>71</sup> Jedoch ist das Wachstum nicht allein durch solche Spillovers zu erklären: So identifiziert Bröcker (1989) diverse Wachstumsdeterminanten, und sowohl Glaeser et al. (1992) und Kelly und Hageman (1996) als auch Cheshire und Carbonaro (1996) ergänzen ihre Schätzfunktionen um erklärende Variable, die nicht direkt aus dem jeweiligen theoretischen Modell ableitbar sind. Grundsätzlich schränken diese zusätzlichen Variablen die Aussagekraft der Schätzergebnisse für die aus dem theoretischen Modell abgeleiteten erklärenden Variablen nicht ein. Im Gegenteil: Um Fehlspezifikationen zu vermeiden, ist es sogar notwendig, ergänzende erklärende Variable einzubeziehen.

## II. Ableitung der ökonomischen Schätzfunktion

### 1. Die Schätzfunktion im Überblick

Im folgenden wird eine ökonomischen Schätzfunktion hergeleitet, anhand derer die erste der aus dem Modell von Romer (1990a) abgeleiteten Testthesen empirisch überprüft wird. Bevor die einzelnen in der Schätzfunktion enthaltenen Variablen im Detail hergeleitet und motiviert werden, erscheint es hilfreich, einen kurzen Ausblick auf die letztendliche Schätzfunktion und ihre Struktur zu geben.

Den Kern der Schätzfunktion, die der Identifikation der Determinanten des regionalen Wachstums in Westdeutschland im Zeitraum 1976–1992 dient,<sup>72</sup> bildet die Testhypothese

---

<sup>71</sup> Ein beachtenswerter Unterschied zwischen den Schätzergebnissen verschiedener Untersuchungen besteht darin, daß die intrasektorale Wissensdiffusion zwar die räumliche Konzentration von Branchen zu fördern scheint (Audretsch und Feldman 1996), nicht jedoch die regionale Wachstumsdynamik der Sektoren (vgl. z.B. Glaeser et al. 1992 sowie Kelly und Hageman 1996). Dies könnte unter anderem mit negativen Externalitäten der Agglomeration zu erklären sein, die mit zunehmender räumlicher Ballung einzelner Industrien stärker zunehmen als die positiven Externalitäten.

<sup>72</sup> In regionaler Hinsicht wird Westdeutschland (ohne West-Berlin) in 75 Regionen untergliedert. Die Regionen sind durch Zusammenfassung jeweils mehrerer Landkreise bzw. kreisfreier Städte nach ökonomischen Kriterien definiert (vgl. dazu im einzelnen Anhang I.a). Sie untergliedern sich in 29 Agglomerationen (Großstädte einschließlich ihrer Umlandgebiete) und 46 periphere Regionen. Zur Auswahl der Untersuchungsperiode (1976–1992) vgl. Anhang I.b.

$$[B.9] \quad \hat{y}_r = \delta(1 + \psi_r)H_{Nr} + e_r$$

( $\delta = \text{const.}$ ,  $r = 1, \dots, R$ ), in der die Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens ( $\hat{y}_r$ ) durch zwei regional variierende Einflußgrößen erklärt wird: die Zahl (bzw. Dichte) der Forscher in der Region ( $H_r$ ) und die regionalen Unterschiede in der Intensität der lokalen Wissensdiffusion ( $\psi_r$ ).

Um den durch das Modell von Romer nicht berücksichtigten Determinanten des regionalen Wachstums Rechnung zu tragen, wird [B.9] um drei Gruppen von erklärenden Variablen erweitert, die in den nachfolgenden Abschnitten C.II.2–C.II.4 im einzelnen abgeleitet werden: (i) Determinanten der Intensität der Wissensdiffusion ( $\psi_r$ ), die verschiedene Formen und Einschränkungen von Wissensdiffusion identifizieren sollen, (ii) ergänzende Variable zur Erklärung regionaler Wachstumsunterschiede, die durch das Modell von Romer (1990a) nicht berücksichtigt werden oder zur Korrektur möglicher Verzerrungen der zu erklärenden Variablen dienen, und (iii) Kontrollvariable, anhand derer alternative Interpretationen der Parameter der Dichte der Forscher und der in der Gruppe (i) spezifizierten Variablen überprüft werden sollen, die letztlich also sicherstellen sollen, daß die Variablen unter (i) tatsächlich im Sinne des theoretischen Modells interpretiert werden können. Insgesamt lautet die Schätzfunktion

$$[C.2] \quad \begin{aligned} \hat{y}_r = & \beta_0 + \beta_{1r} \text{ FEDICHTE}_r \\ & + \beta_2 \text{ BEVD}_r + \beta_3 \ln(\text{BEVD}_r) + \beta_4 \text{ KFMHQ}_r + \beta_5 \text{ BRAEXT}_r + \beta_6 \text{ FERTEXT}_r \\ & + \beta_7 \hat{y}(\text{LAND})_r + \beta_8 \text{ FINAUS}_r + \beta_9 \text{ ALTIND}_r^2 + \beta_{10} \text{ DUMHAFEN}_r \\ & + \beta_{11} \text{ PENDLER}_r + \beta_{12} \text{ UNIB}_r + \varepsilon_r; \end{aligned} \quad r = 1, \dots, 75.$$

Dabei ist<sup>73</sup>

- $\hat{y}_r$  die zu erklärende Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens im Zeitraum 1976–1992;<sup>74</sup>
- $\beta_0$  ein konstantes Glied;
- $\beta_{1r} = \delta(1 + \psi_r) = \delta(1 + \alpha_1 \text{ BRANCHSPIL}_r + \alpha_2 \text{ BETRSPIL}_r + \alpha_3 \text{ UNISPIL}_r)$  die regionspezifische, durch die Intensität der intraregionalen Wissensdiffusion beeinflusste Produktivität der Forscher, die abhängt von

<sup>73</sup> Zur detaillierten Motivation und Beschreibung der Variablen vgl. den nachfolgenden Abschnitt C.II.2 sowie Anhang I.d. Die Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  sind Regressionsparameter.

<sup>74</sup> Mit der Definition der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens als einperiodige Veränderungsrate wird angenommen, daß der gesamte Untersuchungszeitraum einer Periode im Sinne der Wachstumstheorie entspricht.

- $\delta$ : dem für alle Regionen gleich hohen (Basis-)Produktivitätsfaktor des FuE-Sektors,
  - $BRANCHSPIL_r$ : der Branchenkonzentration der FuE-Beschäftigten in Region  $r$  als Korrekturfaktor für die branchenspezifische, intrasektorale Wissensdiffusion innerhalb der Region, deren Intensität von branchenübergreifenden, intersektoralen Spillovers abweichen kann (vgl. dazu z.B. Glaeser et al. 1992),
  - $BETRSPIL_r$ : die (inverse) durchschnittliche Zahl von Forschern je Betrieb in Region  $r$  als Indikator für — in ihrer Intensität von betriebsübergreifenden Spillovers abweichende — betriebsinterne Spillovers innerhalb der Region und
  - $UNISPII_r$ : die Zahl von wissenschaftlichen Arbeitskräften an Hochschulen in Region  $r$  als Indikator für Spillovers von räumlich nahen Hochschulen;
- $FEDICHTE_r$ , die räumliche Dichte von im Verarbeitenden Gewerbe tätigen Forschern (Akademikern mit technischen oder naturwissenschaftlichen Berufen) in Region  $r$  als Indikator für die im theoretischen Modell mit  $H_N$  bezeichneten Forscher im FuE-Sektor (vgl. dazu [B.9]);
  - $BEVD$ , die Bevölkerungsdichte als Indikator für die Vielzahl der im einzelnen nicht quantifizierbaren Vor- und Nachteile der Urbanisierung;
  - $KFMHQ_r$ , der Anteil der hochqualifizierten Beschäftigten (zumeist Akademiker) in nicht technisch-naturwissenschaftlichen, also vor allem kaufmännischen Berufen an der Gesamtbeschäftigung in Region  $r$ 
    - als Indikator für (Agglomerations-)Vorteile eines großen, diversifizierten Arbeitsmarkts für Hochqualifizierte und
    - als Kontrollvariable für Spillovers von nicht-technischem Wissen;
  - $BRAEXT$ , der Anteil der drei größten Industriebranchen an der regionalen Industriebeschäftigung als Indikator für „herkömmliche“ Vor- und Nachteile der Lokalisierung von Branchen und damit zugleich als Kontrollvariable für intrasektorale Wissensdiffusion;
  - $\hat{y}(LAND)_r$ , die Wachstumsrate des realen Pro-Kopf-Einkommens im Rest des Bundeslandes, zu dem die Region  $r$  gehört, als Indikator für regionenexterne Determinanten des Wachstums und interregionale Wachstumszusammenhänge;
  - $FINAUS$ , der Betrag je Einwohner, welcher den regionalen Gebietskörperschaften im Rahmen des kommunalen Finanzausgleichs zufließt, als Indikator für die regionale Inzidenz der Umverteilung von Ressourcen durch übergeordnete staatliche Instanzen;

- *ALTIND*, der Anteil der Beschäftigten sogenannter „Altindustrien“ als Indikator für eine historisch bedingte, wachstumshemmende Wirtschaftsstruktur;
- *FERTEXT*, der Anteil der Beschäftigten in der industriellen Fertigung und Distribution an der Gesamtzahl der Industriebeschäftigten als Indikator für Lokalisierungsvorteile der industriellen Produktion;
- *DUMHAFEN*, eine Dummy ([0,1]-Variable) für bedeutende Hafenstädte als Indikator für die Auswirkung des tiefgreifenden technologischen Wandels im Bereich des seewärtigen Güterumschlags;
- *PENDLER*, der Anteil der Netto-Einpendler an der Gesamtzahl der Beschäftigten als Indikator für Veränderungen der interregionalen Pendlerströme, welche die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens verzerren;
- *UNIB*, der Anteil der wissenschaftlichen Mitarbeiter von Hochschulen an der regionalen Gesamtbeschäftigung als Indikator für die Bedeutung von Hochschulen als „Wirtschaftsfaktoren“ und damit letztlich auch als Kontrollvariable für die Wissensdiffusion von Hochschulen;
- $\varepsilon_r$  der Störterm, für den die üblichen Annahmen getroffen werden.

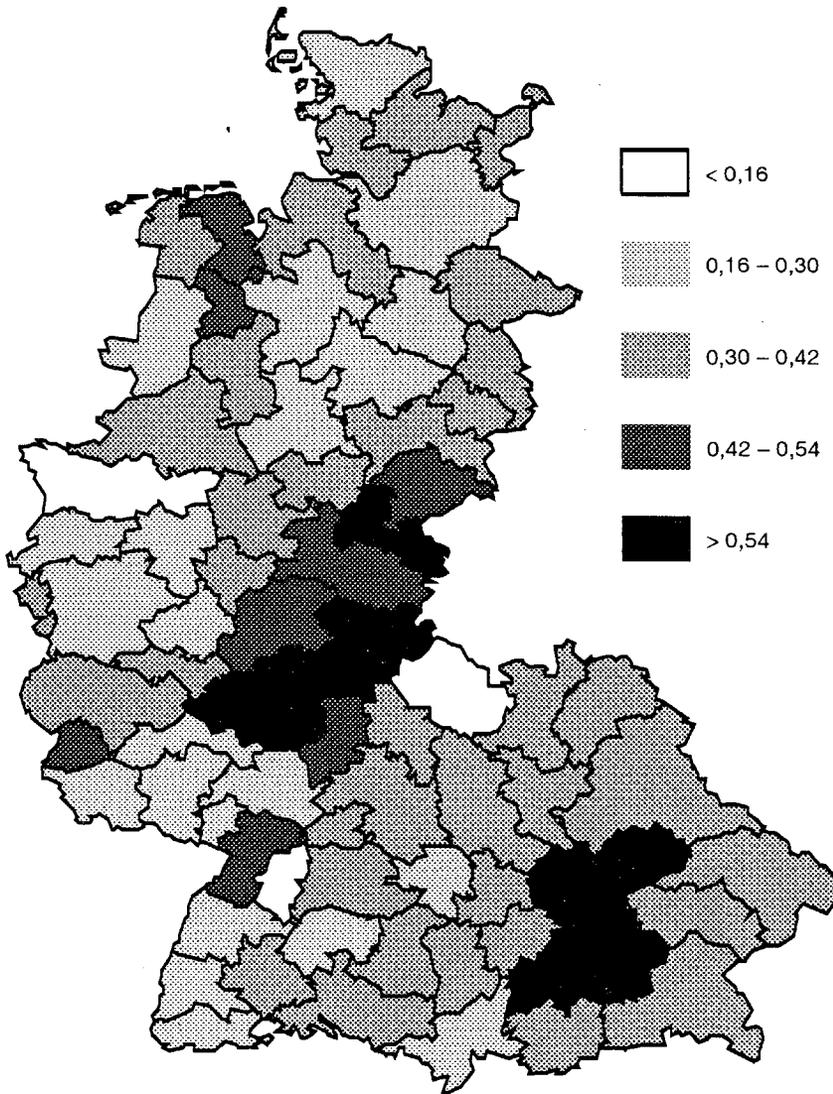
## 2. Die Variablen des theoretischen Modells

Im folgenden werden die Variablen des aus dem Modell von Romer (1990a) abgeleiteten Teils der Schätzfunktion [C.2] einschließlich der Determinanten der regionenspezifischen Intensität der Wissensdiffusion beschrieben und erläutert.

### a. Die zu erklärende Variable: die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens

Die zu erklärende Variable wird als (einperiodige) Veränderungsrate der realen Bruttowertschöpfung je Einwohner berechnet ( $\hat{y}_r = y_{r1992} / y_{r1976} - 1$ ). Da die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung auf der Ebene von Landkreisen in Deutschland keine Preisindizes ermittelt, erfolgt die Deflationierung der Bruttowertschöpfung auf der Ebene der Landkreise durch den Deflator des Bruttoinlandsprodukts des jeweiligen Bundeslands (vgl. dazu Anhang I.d). Zur räumlichen Struktur des Wachstums der Pro-Kopf-Einkommen vgl. Schaubild 1.

Schaubild 1 — Wachstumsrate des realen Pro-Kopf-Einkommens in 75 Regionen 1976–1992



Quelle: Anhang I.

### b. Die Dichte an Forschern

Als erklärende Variable wird statt der absoluten Zahl der Forscher ( $H_{Nr}$  in [B.9]) deren räumliche Dichte (Forscher je qkm,  $FEDICHTE_r$  in [C.2]) verwandt, um Verzerrungen der Schätzergebnisse zu vermeiden, die allein daraus resultieren, daß Regionen Unterschiede in der absoluten Größe (Bevölkerung, Fläche) aufweisen. Zwar impliziert das Modell von Romer ebenso wie viele andere Modelle der neuen Wachstumstheorie, daß Regionen mit einer größeren absoluten Zahl von Forschern im Gleichgewicht schneller wachsen als Regionen mit einer geringeren Zahl (Bode 1996a). Diese Interpretation macht regionalökonomisch jedoch nur dann Sinn, wenn die Regionen von ihrer Bevölkerungszahl oder zumindest ihrer Fläche her gleich groß sind. Ökonomisch unsinnig wäre dagegen, das Modell dahingehend zu interpretieren, daß eine nach Maßgabe der Fläche (und/oder der Bevölkerungszahl) sehr große Region allein deshalb schneller wächst als eine — im Vergleich dazu — kleine Stadt, weil die Zahl der Forscher in der großen Region insgesamt höher ist als in der Stadt. Da es auf der Grundlage der zur Verfügung stehenden amtlichen Statistik nicht möglich ist, Regionen derart abzugrenzen, daß sie nach Maßgabe der Bevölkerung oder der Fläche gleich groß sind, muß eine Normierung der erklärenden Variablen erfolgen.

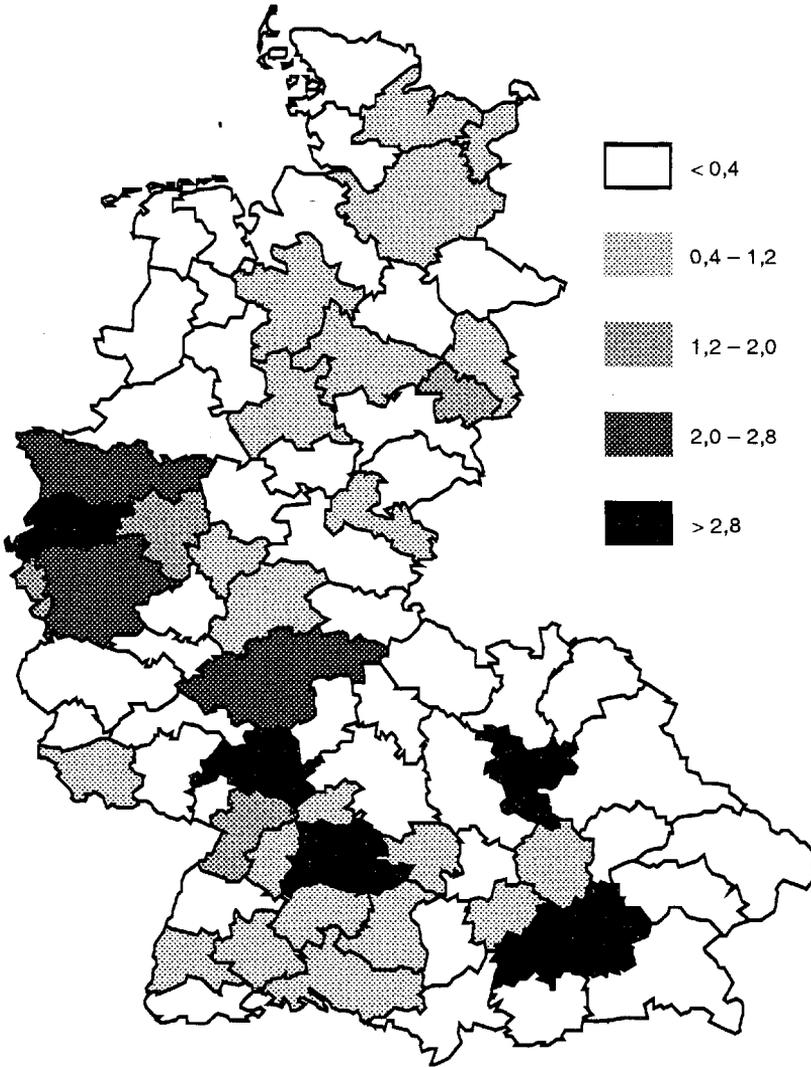
Die Normierung der Zahl der Forscher durch die Fläche bewirkt letztlich, daß von räumlichen Größenunterschieden zwischen Regionen abstrahiert wird: Jede Region ist in der Schätzung mit einem durchschnittlichen, „repräsentativen Quadratkilometer“ vertreten.<sup>75</sup> Nicht abstrahiert wird freilich von regionalen Unterschieden in der absoluten Bevölkerungs- und Beschäftigtenzahl. Insofern könnte der Parameter der Variablen  $FEDICHTE_r$  — für sich genommen — durchaus noch Wachstumseffekte widerspiegeln, die allein aus der reinen Größenordnung von Bevölkerung und Beschäftigung resultieren, beispielsweise aus Agglomerationsvor- und -nachteilen. Diese Einflüsse werden jedoch durch separate Variable wie die Bevölkerungsdichte aufgefangen, die auch dem zu erwartenden nichtlinearen funktionalen Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum Rechnung tragen können (vgl. dazu den folgenden Abschnitt C.II.3).

Als statistischer Indikator für die Zahl der Forscher wird die Gesamtzahl der im Verarbeitenden Gewerbe tätigen sozialversicherungspflichtig beschäftigten Akademiker mit technischen oder naturwissenschaftlichen Berufen verwandt. Nicht hinzugezählt werden kaufmännische oder soziale Berufe, weil diese im all-

---

<sup>75</sup> Damit wird natürlich zugleich auch von intraregionalen Unterschieden in der Raumstruktur abstrahiert.

Schaubild 2 — Dichte an Forschern in 75 Regionen — Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985



Quelle: Anhang I.

gemeinen fachlich nicht für die Art von Forschung und Entwicklung geeignet sind, die üblicherweise zu technischem Fortschritt führt.<sup>76</sup> Die räumliche Struktur der Dichte an Forschern wird in Schaubild 2 wiedergegeben. Für den Parameter von *FEDICHTE*, ( $\delta$ ) wird ein positives Vorzeichen erwartet.

c. **Die Determinanten lokaler Wissensdiffusion: die Spillover-Variablen**

Die im obigen Literaturüberblick dargestellten empirischen Untersuchungen (vgl. vor allem Jaffe et al. 1993) legen nahe, zumindest einen Teil des im FuE-Prozeß entstehenden neuen Wissens als *lokales* öffentliches Gut anzusehen. So konzentriert sich die vorliegende Untersuchung auf die intraregionale Wissensdiffusion. Im Mittelpunkt des Interesses steht das Wissen, das in räumlicher Perspektive zunächst nur — oder zumindest überwiegend — innerhalb einer Region diffundiert, bevor es in späteren Perioden sukzessive zu einem ubiquitären öffentlichen Gut wird. Der Bestand des ubiquitären öffentlichen Gutes Wissen, das den Forschern in allen Regionen gleichermaßen zur Verfügung steht, wird demgegenüber vereinfachend als konstant angenommen.<sup>77</sup> Abstrahiert wird ferner von der die Grenzen der Regionen überschreitenden innerbetrieblichen Wissensdiffusion.

---

<sup>76</sup> Damit wird der Begriff der Forschung und Entwicklung in der vorliegenden Arbeit eng ausgelegt. In einer weiteren Auslegung wäre vorstellbar, Kaufleute als Entwickler neuer Dienstleistungen einschließlich neuer Management-, Finanzierungs-, Organisations- oder Logistikkonzepte anzusehen. Auch solche Innovationen ermöglichen Produktivitätssteigerungen und können das Wirtschaftswachstum forcieren. Und auch sie bringen neues Wissen hervor, das Dritte gewinnbringend nutzen können. Daß in der vorliegenden Arbeit dennoch die enge Auslegung bevorzugt wird, hat praktische Gründe: Die statistische Basis ist zu schwach, um die Zahl der potentiell innovativen Kaufleute zu bestimmen. Viele von ihnen sind selbständige Dienstleister, stehen also zum einen nicht in einem sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnis und gehören zum anderen einem Sektor an, der in Deutschland statistisch außerordentlich schlecht aufbereitet ist. Zu sektoralen Unterschieden im Erfassungsgrad der Beschäftigtenstatistik vgl. Bade (1987: 186). Um sicherzustellen, daß sich die möglichen positiven Wachstumseffekte kaufmännischer Spillovers nicht im Parameter  $\delta$ , niederschlagen, der technologische Spillovers erfassen soll, wird die Dichte an kaufmännischen Hochqualifizierten als Kontrollvariable in die Schätzfunktion aufgenommen (Abschnitt C.II.4.b).

<sup>77</sup> Den möglichen Auswirkungen der interregionalen Wissensdiffusion wird insofern Rechnung getragen, als anhand der Schätzergebnisse überprüft wird, ob es Anhaltspunkte für eine räumliche Autokorrelation der Residuen gibt, die durch die interregionale Wissensdiffusion verursacht werden könnte.

Als Determinanten der regionenspezifischen Intensität der Wissensdiffusion ( $\psi_r$ ) werden drei Einflußgrößen spezifiziert, welche die Höhe der durchschnittlichen Produktivität ( $\delta_r$ ) von Forschern in einer Region beeinflussen können:

- (i) der Grad der sektoralen Spezifität neuen Wissens, der dessen Verwertbarkeit durch Forscher in anderen Sektoren beeinflussen kann (*BRANCHSPIL<sub>r</sub>*),
- (ii) der Grad der betrieblichen Spezifität neuen Wissens, der dessen Verwertbarkeit durch andere Unternehmen beeinflussen kann (*BETRSPIL<sub>r</sub>*), und
- (iii) das Potential für Wissensdiffusion von räumlich nahen Hochschulen (*UNISPIIL<sub>r</sub>*).

Mit den Einflußgrößen unter (i) und (ii) wird der Möglichkeit Rechnung getragen, daß das im Zuge des FuE-Prozesses entwickelte neue Wissen nicht vollständig zwischen allen Forschern in einer Region diffundiert oder nicht für alle Forscher gleichermaßen verwertbar ist. Mit der Einflußgröße unter (iii) wird der positive externe Effekt quantifiziert, der von nicht gewinnorientierten Institutionen, insbesondere Hochschulen, auf die privatwirtschaftliche FuE ausgeht.

- (i) Intrasektorale oder intersektorale Wissensdiffusion: die Variable *BRANCHSPIL<sub>r</sub>*

Zwar unterscheidet das wachstumstheoretische Modell von Romer (1990a) nicht zwischen intra- und intersektoralen Wissensdiffusion, weil es nur einen FuE-Sektor kennt: Es unterstellt implizit, daß Wissen intrasektoral ebenso schnell diffundiert wie intersektoral. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen von Glaeser et al. (1992) sowie von Kelly und Hageman (1996) und Büttner (1997) legen gleichwohl die Vermutung nahe, daß intrasektorale im Gegensatz zu intersektoraler Wissensdiffusion keinen nennenswerten Einfluß auf das regionale Wachstum hat. Sofern es tatsächlich einen Unterschied in der Intensität der (intra-)regionalen Wissensdiffusion zwischen beiden Formen von Diffusion gibt, werden die Qualität und die Aussagekraft der Schätzergebnisse beeinträchtigt, wenn diesem Unterschied nicht Rechnung getragen wird. Daher wird der Grad der Spezialisierung der FuE-Aktivitäten in einer Region auf einzelne Branchen als eine Determinante des regionenspezifischen Produktivitätsfaktors ( $\psi_r$ ) angenommen.<sup>78</sup> Die entsprechende erklärende Variable (*BRANCHSPIL<sub>r</sub>*), für die auf-

<sup>78</sup> Gleichzeitig wird eine Kontrollvariable (*BRAEXT*) in die Schätzfunktion aufgenommen, der die Aufgabe zukommt, mögliche andere Externalitäten einer hohen sektoralen Spezialisierung von Regionen zu identifizieren. Damit wird vermieden, daß die sonstigen Externalitäten der regionalen Branchenkonzentration als branchenspezifische Spillovers fehlinterpretiert werden. Dies wäre dann der Fall, wenn die räumliche Struktur der FuE-Aktivitäten von Branchen mit der ihrer übrigen Aktivitäten

grund der Ergebnisse von Glaeser et al. (1992), von Kelly und Hageman (1996) sowie Büttner (1997) ein nichtpositiver Parameter ( $\alpha_1$ ) zu erwarten ist, wird statistisch als Anteil der Forscher in den jeweils — nach Maßgabe der absoluten Zahl von Forschern — zwei größten von insgesamt 32 Industriebranchen an der Gesamtzahl der Forscher in einer Region definiert.<sup>79</sup>

(ii) Innerbetriebliche Wissensdiffusion: die Variable  $BETRSPIL_r$

Das Ausmaß der gesamtwirtschaftlichen Externalitäten der Wissensproduktion wird ferner um Wissensdiffusion korrigiert, die ausschließlich oder überwiegend innerhalb von Unternehmen erfolgt. Drei Gründe sind hierfür maßgeblich: Zum einen soll der Möglichkeit Rechnung getragen werden, daß ein Teil des Wissens, das in einem Unternehmen entwickelt wird, in hohem Maße betriebsspezifisch ist und damit für Forscher im gleichen Unternehmen von höherem Wert ist als für Forscher in anderen Unternehmen. Zum zweiten dürfte der Wissenstransfer zwischen Forschern innerhalb von Unternehmen auch deshalb intensiver sein als der zwischen Forschern verschiedener Unternehmen, weil ein gewinnmaximierendes Unternehmen bestrebt sein muß, die Produktivität seines „Wissenskaptals“ zu maximieren, indem es Anreize für einen intensiven innerbetrieblichen Wissensaustausch setzt und damit die Externalitäten der Wissensproduktion innerhalb des Unternehmens internalisiert (Mowery und Rosenberg 1989; Tödtling 1993). Zum dritten haben Unternehmen Möglichkeiten, den Umfang der nach außen dringenden Informationen zumindest tendenziell zu verringern — beispielsweise durch Geheimhaltungsvorschriften (Tödtling 1993). Diese drei Gründe sprechen dafür, daß die Intensität der Wissensdiffusion zwischen allen Forschern in einer Region nicht unabhängig von der Betriebsgrößenstruktur ist: Sofern die innerbetriebliche Wissensdiffusion eine größere Rolle spielt als die zwischenbetriebliche, steigt die Intensität der Wissensdiffusion aus gesamtwirtschaftlicher Sicht ceteris paribus mit zunehmender Konzentration der Forscher auf wenige Betriebe. Spielt sie eine geringere Rolle, so sinkt die Intensität der Wissensdiffusion.

Die entsprechende erklärende Variable ( $BETRSPIL_r$ ) wird durch die Inverse der durchschnittlichen Zahl von Forschern je Unternehmen in Region  $r$  beschrie-

---

(unter anderem Fertigung, Distribution, Management) korreliert ist. Vgl. auch Abschnitt C.II.4.

<sup>79</sup> Zur Abgrenzung der Wirtschaftszweige vgl. Anhang I.c. Diese Definition erweist sich — nach Maßgabe der Qualität der Schätzergebnisse — als überlegen gegenüber anderen Definitionen wie etwa dem Anteil der größten Branchen oder einem Gini-Koeffizienten, wie er in ähnlicher Weise von Kim (1995) und von Kelly und Hageman (1996) verwandt wird.

ben.<sup>80</sup> Sofern die innerbetriebliche Wissensdiffusion eine größere Rolle spielt als die zwischenbetriebliche, sofern also die gesamtwirtschaftliche Intensität der Wissensdiffusion mit zunehmender durchschnittlicher Betriebsgröße (abnehmendem  $BETRSPIL_r$ ) steigt, wird das Vorzeichen des Parameters von  $BETRSPIL_r$  ( $\alpha_2$ ) kleiner als null sein. Ist die innerbetriebliche Wissensdiffusion hingegen relativ unbedeutend, wird  $\alpha_2 > 0$  sein, weil die gesamtwirtschaftliche Intensität der Wissensdiffusion in diesem Fall bei geringen Betriebsgrößen (hohem  $BETRSPIL_r$ ) maximal ist. Ein positiver Parameter  $\alpha_2$  deutet mithin auf eine relativ hohe Intensität der zwischenbetrieblichen Wissensdiffusion hin, während ein negativer Parameter  $\alpha_2$  auf eine relativ geringe Intensität der zwischenbetrieblichen Wissensdiffusion hindeutet.

(iii) Wissensdiffusion von räumlich nahen Hochschulen: die Variable  $UNISPIL_r$

Aufgrund der in Abschnitt C.I.1 referierten Untersuchungen, die darauf hindeuten, daß die Intensität der Kontakte zwischen privatwirtschaftlichen Forschungseinrichtungen und Hochschulen mit zunehmender räumlicher Distanz tendenziell abnimmt, kann vermutet werden, daß auch Hochschulen einen Beitrag zur Vermehrung des lokal verfügbaren Wissens und damit zur Steigerung der Produktivität der privatwirtschaftlichen Forschung in ihrer Nähe leisten.<sup>81</sup> Daher wird angenommen, daß die Produktivität der privatwirtschaftlichen Forschung in einer Region ceteris paribus um so höher ist, je größer die Zahl der wissenschaftlichen Mitarbeiter an Hochschulen in dieser Region ( $UNISPIL_r$ ) ist.<sup>82</sup> Für den Parameter  $\alpha_3$  wird entsprechend ein positives Vorzeichen erwartet.

<sup>80</sup> Da aus der Statistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten die Zahl der Unternehmen oder Betriebe nicht verfügbar ist, werden Daten der Industriestatistik verwandt. Diese Statistik weist die Zahl der Betriebe des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes mit 20 und mehr Beschäftigten aus. Um zumindest die sektorale Abgrenzung von Zähler und Nenner von  $BETRSPIL_r$  zu harmonisieren, wird die Zahl der Forscher im Verarbeitenden Gewerbe, die auch in die Variable  $FEDICHTER$  eingeht, um die Zahl der Forscher im Bergbau ergänzt. Gleichwohl sind Zähler und Nenner von  $BETRSPIL_r$  wegen der unterschiedlichen Grundgesamtheiten der Statistiken nicht vollständig zu harmonisieren. Im Zähler fehlen die Kleinbetriebe mit weniger als 20 Beschäftigten, im Nenner fehlen die nicht sozialversicherungspflichtig beschäftigten Forscher.

<sup>81</sup> Diese Hypothese wird auch durch Unternehmensumfragen zu den Determinanten der Standortwahl von High-Tech-Unternehmen gestützt. Für einen Überblick vgl. Nijkamp und Mouwen (1987: 256 ff.).

<sup>82</sup> Zusätzlich wird eine Kontrollvariable ( $UNIB$ ) in die Schätzfunktion aufgenommen, die Wachstumseffekte einfangen soll, welche von Hochschulen als „Wirtschaftsfaktoren“ ausgehen können. Vgl. dazu Abschnitt C.II.4.

### 3. Die ergänzenden erklärenden Variablen

Als ergänzende erklärende Variable werden Variable bezeichnet, die regionale Wachstumsunterschiede erklären, welche durch das zugrundeliegende wachstumstheoretische Modell vernachlässigt werden. Eine Ergänzung der Schätzfunktion um solche Variablen ist notwendig, um Fehlspezifikationen zu vermeiden, die zu Autokorrelation der Residuen und zur Verzerrung der Schätzer führen können. In der vorliegenden empirischen Untersuchung werden mit den Variablen  $BEVD_r$ ,  $KFMHQ_r$ ,  $BRAEXT_r$ ,  $\hat{y}(LAND)_r$ ,  $FINAUS_r$ ,  $ALTIND_r$ ,  $DUMHAFEN_r$  und  $PENDLER_r$  acht weitere mögliche Ursachen für regionale Wachstumsunterschiede in der Schätzfunktion berücksichtigt.

#### a. Agglomerationsvorteile und -nachteile

Unter Externalitäten der Agglomeration<sup>83</sup> werden allgemein die Externalitäten der Lokalisierung und die Externalitäten der Urbanisierung subsumiert (Hoover 1937: 90 f.; Ohlin 1968: 140; Richardson 1995): Als Externalitäten der Lokalisierung werden die Vorteile und Nachteile der räumlichen Ballung von Unternehmen einer Branche<sup>84</sup> bezeichnet, die beispielsweise die Überwindung von Unteilbarkeiten ermöglicht oder andere Vorteile mit sich bringt, die unternehmensextern, aber branchenintern sind. Typische Lokalisierungsvorteile sind neben branchenspezifischer Wissensdiffusion ein großer, spezialisierter Arbeitsmarkt und die Verfügbarkeit spezieller Inputs von privaten und öffentlichen Anbietern; Lokalisierungs Nachteile können demgegenüber aus hohen Faktorpreisen, hohem Konkurrenzdruck oder aus der fehlenden Anonymität resultieren, welche die exklusive, gewinnträchtige Nutzung wertvoller Informationen erschwert. Als Externalitäten der Urbanisierung werden die Vorteile und Nachteile der räumlichen Ballung von Haushalten und Unternehmen bezeichnet, die aus dem Umfang und der Vielfalt der Charakteristika und Aktivitäten einen Nutzen oder Schaden ziehen. Typische Urbanisierungsvorteile sind ein vielfältiges Informationsangebot, ein großer, diversifizierter Arbeitsmarkt, ein breites Angebot ver-

<sup>83</sup> Externalitäten der Agglomeration können als positive oder negative externe Skalenerträge charakterisiert werden, die sowohl über Produktionskoeffizienten (bzw. Parameter der Nutzenfunktion) als auch über Preise wirken können (Stigler 1966: 165). Im ersten Fall wird von technologischen, nicht internalisierten, im zweiten von pekuniären, internalisierten externen Effekten gesprochen.

<sup>84</sup> Unter „Branche“ ist in diesem Fall ein Wirtschaftszweig einschließlich vor- und nachgelagerter Unternehmen zu verstehen, die — statistisch gesehen — durchaus unterschiedlichen Wirtschaftszweigen zugeordnet sein können.

schiedenartiger privater und öffentlicher Güter und ein großer lokaler Absatzmarkt; Urbanisierungsnachteile können aus der Umweltverschmutzung, der Überlastung von Verkehrswegen und öffentlichen Einrichtungen sowie hohen Preisen für Güter und Produktionsfaktoren einschließlich Boden resultieren.

Da die einzelnen Faktoren, die die jeweiligen Externalitäten der Ballung hervorrufen, oftmals nicht oder nicht hinreichend verlässlich quantifiziert werden können und weil es im Einzelfall schwer ist, die kausalen Zusammenhänge und Interdependenzen zwischen den einzelnen Faktoren genau zu identifizieren (Reimers 1981: 15; Richardson 1995: 123), werden Agglomerationsvorteile im Rahmen empirischer Untersuchungen häufig in einem einzigen Indikator für räumliche Ballung, der Bevölkerungs- oder Beschäftigtendichte, zusammengefaßt.<sup>85</sup> In der vorliegenden Arbeit wird eine etwas weitergehende Differenzierung dieser Externalitäten vorgenommen.

#### *Externalitäten der Urbanisierung*

Eine Form von Urbanisierungsvorteilen — die Vielfalt des Informationsangebots — erfaßt bereits die Dichte der Forscher ( $FEDICHTE_r$ ). Ein weiterer Indikator für Urbanisierungsvorteile ist der Anteil der hochqualifizierten kaufmännischen Beschäftigten ( $KFMHQ_r$ ); er reflektiert die Vorteile eines großen, vielfältigen Arbeitskräfteangebots in Ballungsräumen.<sup>86</sup> Die übrigen Urbanisierungsvor- und -nachteile werden auf herkömmliche Weise durch die regionale Bevölkerungsdichte ( $BEVD_r$ ) beschrieben. Üblicherweise wird davon ausgegangen, daß der gemeinsame Einfluß von Ballungsvor- und -nachteilen auf das regionale Wachstum bei geringer Ballung zunächst positiv ist und steigt, weil die Vorteile zunehmen, die Nachteile jedoch unbedeutend sind, mit zunehmender Ballung aber ein Maximum überschreitet, abnimmt und schließlich negativ wird, weil die Nachteile schneller zunehmen als die Vorteile. Dieser Nicht-Linearität kann dadurch Rechnung getragen werden, daß neben der Niveauvariablen ( $BEVD_r$ ) zusätzlich deren Quadrat oder deren Logarithmus in die Schätzfunktion aufgenommen wird. Welche Funktionsform zugrunde gelegt wird, ist letztlich eine empirische Frage. In Testregressionen, die hier nicht im einzelnen dokumentiert sind, zeigt

<sup>85</sup> Eine Ausnahme von dieser Regel bilden Reimers und Bröcker, die eine Fülle einzelner Agglomerationsvor- und -nachteile separat definieren. Viele von ihnen erweisen sich jedoch im Rahmen der Schätzungen als nicht signifikant. Vgl. Reimers (1981: 355 ff.) und Bröcker (1989: 125 ff., 178 ff.).

<sup>86</sup> Statistisch wird die Variable  $KFMHQ_r$  als Anteil der hochqualifizierten Beschäftigten in nicht technisch-naturwissenschaftlichen, also vor allem kaufmännischen Berufen an der regionalen Gesamtbeschäftigung definiert (vgl. dazu Anhang I.d).

sich, daß die Verwendung des Logarithmus der Bevölkerungsdichte regelmäßig zu besseren Schätzergebnissen führt als die Verwendung des Quadrats: Nicht nur der Fit der Schätzfunktion (korrigiertes  $R^2$ ), sondern auch die Signifikanzniveaus der beiden Variablen der Bevölkerungsdichte ( $BEVD_r$ ,  $\ln[BEVD_r]$ ) sind höher<sup>87</sup> — bei nur marginaler Änderung der übrigen Schätzer und deren Signifikanzniveaus. Neben dem absoluten Wert der Bevölkerungsdichte ( $BEVD_r$ ) wird somit zusätzlich die logarithmierte Bevölkerungsdichte ( $\ln[BEVD_r]$ ) in die Schätzfunktion aufgenommen. Für den Parameter von  $BEVD_r$  ( $\beta_2$ ) wird ein negatives, für den von  $\ln(BEVD_r)$  ( $\beta_3$ ) ein positives Vorzeichen erwartet.

#### *Externalitäten der Lokalisierung*

Einen möglichen Lokalisationsvorteil — die Verfügbarkeit spezialisierter Informationen — erfaßt die Variable  $BRANCHSPIL_r$ , die bereits im vorangegangenen Kapitel eingeführt wurde. Den übrigen Lokalisationsvor- und -nachteilen wird durch zwei Variable Rechnung getragen: zum einen durch eine Variable für die durch Modelle der neuen Handelstheorie (Krugman 1991a, 1991b) in den Vordergrund gestellten Vorteile der Spezialisierung von Regionen auf wenige Branchen ( $BRAEXT_r$ )<sup>88</sup> und zum anderen eine Variable für spezifische, von der Branchenzugehörigkeit unabhängige Vorteile der Spezialisierung auf die industrielle Fertigung ( $FERTEXT_r$ )<sup>89</sup>. Je nachdem, ob neben den branchenspezifischen Spillovers positive oder negative Externalitäten der Lokalisierung einzelner Branchen oder der industriellen Fertigung überwiegen, ist für die Parameter von  $BRAEXT_r$  ( $\beta_5$ ) und  $FERTEXT_r$  ( $\beta_6$ ) ein positives oder negatives Vorzeichen zu erwarten.

#### **b. Regionenexterne Wachstumsdeterminanten und interregionale Wachstumszusammenhänge**

Um die Vielzahl denkbarer räumlich-externer Einflüsse auf das regionale Wachstum, die im einzelnen nicht separierbar sind, erfassen zu können, wird als eine weitere erklärende Variable die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in dem Bundesland (oder den Bundesländern) hinzugenommen, dem (oder de-

<sup>87</sup> Dies dürfte auch damit zu erklären sein, daß die Bevölkerungsdichte weniger stark mit ihrem Logarithmus als mit ihrem Quadrat korreliert ist.

<sup>88</sup>  $BRAEXT_r$  wird als Anteil der drei beschäftigungsstärksten Industriebranchen an der Gesamtbeschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe definiert.

<sup>89</sup>  $FERTEXT_r$  wird als Anteil der Beschäftigten in der Fertigung (einschließlich Distribution) an der Gesamtzahl der Industriebeschäftigten definiert.

nen) die jeweilige Region angehört, wobei die Region selbst ausgeschlossen bleibt ( $\hat{y}(LAND)_r$ ). Ein möglicher Einfluß, der sich in dieser Variablen niederschlagen soll, ist die Landespolitik, die auf alle Regionen in einem Bundesland gleichermaßen wirkt; ein weiterer Einfluß sind positive oder negative Wachstumsimpulse, die von benachbarten oder weiter entfernt liegenden Regionen in die jeweilige Region ausstrahlen.

Das Pro-Kopf-Einkommen  $y(LAND)_{rt}$ , das die Grundlage für die Berechnung der erklärenden Variablen  $\hat{y}(LAND)_r$  bildet, wird definiert als

$$y(LAND)_{rt} = \frac{Y_{st} - Y_{rt}}{BEV_{st} - BEV_{rt}},$$

so daß  $\hat{y}(LAND)_r = (y(LAND)_{rt+1} / y(LAND)_{rt}) - 1$ .  $Y$  ist das reale Bruttoinlandsprodukt,  $BEV$  die Bevölkerung.  $s$  indiziert das Bundesland oder die Bundesländer, in dem (denen) die Region  $r$  liegt.<sup>90</sup> Für den Parameter von  $\hat{y}(LAND)_r$  ( $\beta_7$ ) wird ein positives Vorzeichen erwartet.

### c. *Raumwirksame staatliche Ausgaben*

Das regionale Wachstum könnte dadurch beeinflußt werden, daß die räumliche Struktur des Aufkommens an staatlichen Einnahmen von der der staatlichen Ausgaben abweicht, so daß einigen Regionen per saldo Ressourcen entzogen werden, während anderen Regionen Ressourcen zufließen. Diese Diskrepanz zwischen Aufkommen und Ausgaben resultiert in Deutschland zum einen aus dem kommunalen Finanzausgleich, in dessen Rahmen der Bund und die Länder den kommunalen Gebietskörperschaften (Gemeinden und Landkreise) Zuweisungen und Zuschüsse gewähren (vgl. beispielsweise Junkernheinrich 1991, Eltges 1995 und Michalk et al. 1995). Zum zweiten resultiert die Diskrepanz aus der gezielten finanziellen Förderung kommunaler und privater Aktivitäten im Rahmen der Regional-, Struktur- und Technologiepolitik der Europäischen Union, des Bundes und der Länder, die explizit (Regionalpolitik) oder implizit (Struktur- und Technologiepolitik) zu einer räumlichen Differenzierung staatlicher Ausgaben beitragen (vgl. beispielsweise Klodt, Stehn et al. 1992 sowie

<sup>90</sup> Sofern Landkreise aus verschiedenen Bundesländern zu einer Region zusammengefaßt werden, wie es beispielsweise bei den Stadtstaaten Hamburg und Bremen sowie beim Ballungsraum Rhein-Main der Fall ist, wird als Wert für  $\hat{y}(LAND)_r$  der Durchschnitt der Pro-Kopf-Einkommen in allen betroffenen Bundesländern verwandt. Eine Ausnahme von dieser Regel bildet das Saarland, das zwar als eine Region definiert ist, dessen Wert für  $\hat{y}(LAND)_r$  jedoch das Pro-Kopf-Einkommen von Rheinland-Pfalz einschließt.

Rosenschon 1994, 1997). Zum dritten schließlich resultiert die Diskrepanz aus sonstigen finanzwirksamen Aktivitäten übergeordneter Gebietskörperschaften, unter anderem im Bereich der Arbeitsmarkt-, Bildungs- und Infrastrukturpolitik (BfLR 1995: 351 ff.).<sup>91</sup>

Um den Einfluß der staatlichen Umverteilung von Ressourcen auf die regionale Wachstumsdynamik zu quantifizieren, wäre es wünschenswert, einen umfassenden Indikator — etwa in Gestalt eines Subventionsäquivalents — als erklärende Variable in die Schätzfunktion aufzunehmen, der alle relevanten oder zumindest alle quantitativ bedeutsamen raumwirksamen staatlichen Ausgaben berücksichtigt. Ein solcher Indikator ist allerdings nicht verfügbar.<sup>92</sup> Diese Datenrestriktion zwingt zur Beschränkung auf verfügbare Daten.

In der vorliegenden Arbeit wird der Umfang des kommunalen Finanzausgleichs (*FINAUS<sub>t</sub>*) als Indikator für die raumwirksamen Ausgaben übergeordneter Gebietskörperschaften verwandt. Obwohl der Finanzausgleich kaum als für die regionale Inzidenz staatlicher Umverteilungsmaßnahmen repräsentativ angesehen werden kann, hat er gegenüber anderen, sehr selektiv eingesetzten Maßnahmen der Regional- oder Strukturpolitik einige Vorteile: Zum einen nehmen zumindest zwei der drei übergeordneten Gebietskörperschaften (Bund und Län-

---

<sup>91</sup> Verschiedene Untersuchungen deuten darauf hin, daß der Finanzausgleich zu einer erheblichen Nivellierung der Steuerkraftunterschiede zwischen kommunalen Gebietskörperschaften führt (Eltges 1995). Eine zusätzliche Nivellierung resultiert aus regionalpolitischen Maßnahmen wie der Förderung kommunaler Infrastrukturprojekte im Rahmen der Bund-Länder-Gemeinschaftsaufgabe „Förderung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (Lammers 1987) und im Rahmen des Europäischen Fonds für regionale Entwicklung (EFRE) (Krieger 1987; Klodt, Stehn et al. 1992: 55 ff.). Die Ausgaben im Rahmen dieser Förderprogramme fließen gezielt in einkommens-, wachstums- und strukturschwache Regionen. Auch die Einkommensunterschiede der Bevölkerung zwischen Regionen werden tendenziell verringert, insbesondere durch regionalpolitische Maßnahmen der Förderung von privaten Investitionen (Schalk und Untiedt 1995), deren Hauptziel die Schaffung (oder Erhaltung) von Arbeitsplätzen ist, sowie die Arbeitsmarktpolitik, die Ressourcen von Regionen mit niedriger in solche mit hoher Arbeitslosigkeit transferiert.

<sup>92</sup> Zwar wurde durch die Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung kürzlich ein neuer „Anlauf“ zur Regionalisierung raumwirksamer Bundesmittel gestartet (Eltges und Gatzweiler 1995) — die vorangegangenen Regionalisierungsversuche datieren mit Ausnahme einiger länderspezifischer Untersuchungen (Junkernheinrich und Klemmer 1985; Fricke et al. 1987) auf den Anfang der siebziger Jahre. Als kleinste regionale Einheit wurden bisher jedoch die Bundesländer definiert. Nur in wenigen Ausnahmen wurden auch Daten auf Kreisebene ermittelt. Doch selbst wenn die Ausgaben des Bundes hinreichend vollständig und räumlich hinreichend tief disaggregiert vorlägen, wäre es kaum möglich, sie um inhaltlich und zeitlich kompatible Daten für die Ausgaben der Bundesländer und der Europäischen Union zu ergänzen.

der) Einfluß auf die Höhe der Zuweisungen und Zuschüsse an Kommunen. Zum zweiten setzt sich der Finanzausgleich sowohl aus allgemeinen als auch aus zweckgebundenen Mitteln zusammen. Zum dritten richtet sich die Höhe der Zuweisungen nach zahlreichen unterschiedlichen Kriterien, die auch die regionale Inzidenz anderer staatlicher Ausgaben beeinflussen (vgl. beispielsweise Münstermann 1993 und Eltges 1995). So werden unter anderem zweckgebundene Zuweisungen für die Bereiche Bildung, Soziales und Infrastruktur gewährt, und die Höhe der ungebundenen Zuweisungen hängt unter anderem von der regionalen Steuerkraft ab (Michalk et al. 1995: 188 ff.).

Die Variable *FINAUS*, wird als der den Regionen im Rahmen des kommunalen Finanzausgleichs zufließende Betrag pro Kopf der Bevölkerung definiert. Wie Tabelle 1 verdeutlicht, führt der Finanzausgleich tatsächlich zu einer deutlichen Nivellierung der den kommunalen Gebietskörperschaften je Einwohner zur Verfügung stehenden Mittel: Während die regionale Steuerkraft<sup>93</sup> je Einwohner

Tabelle 1 — Umfang und räumliche Wirkungen des kommunalen Finanzausgleichs in 75 westdeutschen Regionen 1978 und 1985<sup>a</sup>

	Steuerkraft <sup>b</sup>		Finanzkraft nach Finanzausgleich <sup>c</sup>		Finanzausgleich <sup>d</sup>	
	1978	1985	1978	1985	1978	1985
Alle 75 Regionen						
Mittelwert (DM/Einw.)	464,10	717,97	727,78	1222,18	263,68	504,21
Standardabweichung	91,53	141,88	76,66	122,30	123,22	112,90
Variationskoeffizient <sup>e</sup>	19,7	19,76	10,5	10,0	46,7	22,4
29 Agglomerationen						
Mittelwert (DM/Einw.)	525,11	810,27	726,56	1279,28	201,45	469,00
Standardabweichung	101,20	154,34	67,56	134,49	119,08	129,30
Variationskoeffizient <sup>e</sup>	19,3	19,0	9,3	10,51	59,1	27,6
46 periphere Regionen						
Mittelwert (DM/Einw.)	425,65	659,78	728,55	1186,18	302,91	526,40
Standardabweichung	59,11	96,59	82,60	99,58	109,89	96,20
Variationskoeffizient <sup>e</sup>	13,89	14,64	11,3	8,4	36,3	18,3

<sup>a</sup>Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang I. — <sup>b</sup>Einnahmen aus Realsteuern und dem Gemeindeanteil an der Einkommensteuer abzüglich Gewerbesteuerumlage. — <sup>c</sup>Originäre Steuerkraft zuzüglich Zuweisungen von Bund und Land. — <sup>d</sup>Finanzkraft abzüglich Steuerkraft. — <sup>e</sup>Standardabweichung/Mittelwert · 100.

Quelle: Anhang I.

<sup>93</sup> Die regionale Steuerkraft (je Einwohner) ergibt sich aus den originären Einnahmen der Kommunen aus den Realsteuern (Grundsteuer A und B, Gewerbesteuer) sowie dem von Bund und Ländern zugewiesenen Gemeindeanteil an der Einkommensteuer abzüglich der an Bund und Länder abgeführten Gewerbesteuerumlage.

über die 75 Regionen noch einen vergleichsweise hohen Variationskoeffizienten<sup>94</sup> von fast 20 vH aufweist und in Agglomerationen deutlich höher ist als in peripheren Regionen, halbiert sich der Variationskoeffizient nach Finanzausgleich auf etwa 10 vH, und auch die Unterschiede in der Finanzkraft zwischen Agglomerationen und peripheren Regionen verringern sich deutlich. Damit erhalten periphere Regionen im Durchschnitt deutlich höhere Zuweisungen und Zuschüsse je Einwohner als die relativ steuerkräftigen Agglomerationen.

Über das Vorzeichen des Parameters von *FINAUS*, ( $\beta_8$ ) können keine expliziten Erwartungen gebildet werden. Einerseits könnte die regionale Umverteilung positive Wachstumseffekte haben ( $\beta_8 > 0$ ), weil ein überproportionaler Zufluß von Ressourcen die Erhöhung des Angebots an staatlich bereitgestellten Gütern und Dienstleistungen durch kommunale Gebietskörperschaften ermöglicht und die Investitionskosten privater Unternehmen senkt. Andererseits könnten aber auch negative Wachstumseffekte ( $\beta_8 < 0$ ) daraus resultieren, daß die Mittelzuflüsse die Effizienz der Mittelverwendung durch staatliche und private Empfänger vermindert, Anreize für die Investition von Ressourcen in Lobbying-Aktivitäten zur Erhöhung der Transfers setzt (Stolpe 1995: 155 ff.) und notwendige strukturelle und institutionelle Anpassungen an veränderte Rahmenbedingungen verzögert.

#### d. Wirtschaftsstrukturelle Wachstumshemmnisse

Obwohl von der sektoralen Struktur der Wirtschaft insgesamt im allgemeinen kein erheblicher Einfluß auf die Wachstumsdynamik einer Region ausgeht,<sup>95</sup> gibt es dennoch einzelne Wirtschaftszweige, die das Wachstum von Regionen spürbar hemmen. Diese Wirtschaftszweige, die häufig als „Altindustrien“ bezeichnet werden, sind zumeist aufgrund natürlicher oder historischer Gegebenheiten räumlich stark konzentriert. Zu den natürlichen Gegebenheiten zählen vor allem Rohstofflagerstätten, die die räumliche Konzentration des Kohlenbergbaus sowie der nachgelagerten Eisen- und Stahlerzeugung auf das Ruhrgebiet und das Saarland erklären, und topographische Gegebenheiten, die die räumliche Konzentration des Hafenumschlags<sup>96</sup> und des Schiffbaus auf Küstenstädte bestimm-

<sup>94</sup> Der Variationskoeffizient wird definiert als Quotient von Standardabweichung und Mittelwert ausgedrückt in Prozent.

<sup>95</sup> Shift-Share-Analysen ergeben regelmäßig, daß das regionale Wachstum vornehmlich durch regionenspezifische Faktoren beeinflusst wird, nicht aber durch die Wirtschaftsstruktur (Bade 1987: 77 ff.; Hoffmeyer et al. 1990: 28 ff.). Zu einem gegenteiligen Ergebnis kommt allerdings Büttner (1997).

<sup>96</sup> Der seewärtige Güterumschlag war in der jüngeren Vergangenheit durch die Containerisierung und den zunehmenden Einsatz von Roll-on-Roll-off-Fähren einem star-

men. Zu den historischen Gegebenheiten zählen (ehemalige) Lokalisationsvorteile, die die Konzentration der Textilindustrie auf einige süddeutsche Regionen erklären (vgl. z.B. Paqué 1995b).

In dem Maße, wie die strukturschwachen Wirtschaftszweige im Zuge des technischen Fortschritts und der Intensivierung des internationalen Wettbewerbs an Bedeutung verlieren, werden auch die Standorte in Mitleidenschaft gezogen, an denen sie konzentriert sind. Zu den aus der Schrumpfung der Branche selbst resultierenden Wachstums- und Beschäftigungsverlusten der Regionen kommen indirekte Effekte in Form einer sinkenden Nachfrage nach Vorleistungen sowie lokalen Gütern und Dienstleistungen. Hinzu kommen ferner die dynamischen Folgewirkungen der wirtschaftspolitischen Maßnahmen des Staates, der versucht, die Geschwindigkeit und die Folgen der Anpassungsprozesse durch protektionistische Maßnahmen abzumildern: Die protektionierten und subventionierten Wirtschaftssubjekte machen die Erfahrung, daß Investitionen in „rent seeking“ höhere Erträge erbringen als Investitionen in die Erhaltung oder Steigerung der marktlichen Wettbewerbsfähigkeit. Es kann letztlich eine „Subventionsmentalität“ sowohl in der Wirtschaft als auch in der lokalen Politik entstehen, die gekennzeichnet ist durch intensive Lobbyingtätigkeit in politischen Zirkeln, relativ zu anderen Regionen hohe (weil subventionierte) Löhne bei hoher Arbeitslosigkeit und eine geringe Innovationsdynamik. Gerade die starke Fokussierung der Politik auf die strukturschwachen Branchen und die relativ hohen Faktorpreise verringern die Attraktivität der Region für neue und/oder innovative Unternehmen („Samariter“-Dilemma). Auf diese Weise werden die — zunächst nur aus statischer Sicht — strukturschwachen Regionen schließlich zu — aus dynamischer Sicht — wachstumsschwachen Regionen (Soltwedel 1987: 131 f.; Glismann 1996: 50 ff.; Krieger-Boden und Lammers 1996: 21 f.).

Um mögliche Nachteile strukturschwacher Regionen erfassen zu können, werden der Kohlenbergbau, die Eisen- und Stahlerzeugung, der Schiffbau und die Textilindustrie als „Altindustrien“ interpretiert.<sup>97</sup> Alle vier Wirtschaftszwei-

---

ken technologischen Wandel unterworfen, der zu erheblichen Beschäftigungs- und Wertschöpfungsverlusten führte (Campbell 1993; Cheshire und Carbonaro 1996: 1115).

<sup>97</sup> Da alle vier Branchen eine hohe staatliche Protektion in Form eines Außenschutzes und/oder direkter Subventionszahlungen genießen und die Regionen, in denen diese Branchen konzentriert sind, als Ziel 2-Regionen zudem eine gezielte staatliche Förderung im Rahmen der Regional- und Strukturpolitik der Europäischen Union erhalten (Klodt, Stehn et al. 1992: 51 ff.), spiegelt die Variable *ALTIND*, auch einen Teil der durch übergeordnete Gebietskörperschaften vorgenommenen regionalen Umverteilung öffentlicher Mittel wider.

ge entwickelten sich in der Vergangenheit von der Wertschöpfung her deutlich schwächer als andere Branchen und hatten erhebliche Beschäftigungsverluste zu verzeichnen.<sup>98</sup> Die erklärende Variable ( $ALTIND_r$ ) wird als Anteil der vier Wirtschaftszweige an der regionalen Gesamtbeschäftigung definiert. Unter den möglichen Funktionsformen von  $ALTIND_r$ , zwischen denen es empirisch zu diskriminieren gilt, zeigt das Quadrat ( $ALTIND_r^2$ ) die beste Anpassung an die Daten. Es wird erwartet, daß die Wachstumsrate des regionalen Pro-Kopf-Einkommens ceteris paribus um so niedriger ist, je höher der (quadrierte) Anteil der Beschäftigten der räumlich konzentrierten Altindustrien ist ( $\beta_9 < 0$ ).

Die Auswirkungen des Strukturwandels im Bereich der Hafenvirtschaft werden durch eine Dummyvariable ( $DUMHAFEN_r$ ) berücksichtigt. Der Wert 1 wird den vier Regionen zugewiesen, in denen Seehäfen mit einem Güterumschlag von mehr als 10 Mill. t im Jahr 1976 liegen;<sup>99</sup> den übrigen Regionen wird der Wert null zugewiesen. Für den entsprechenden Parameter ( $\beta_{10}$ ) wird ein negatives Vorzeichen erwartet.<sup>100</sup>

#### e. Korrekturfaktor für interregionale Berufspendlerströme

Obwohl durch die Zusammenfassung der 327 westdeutschen Landkreise zu 75 Regionen bereits ein Großteil der Berufspendlerströme zwischen Landkreisen als intraregionale Wanderungen definiert werden (Anhang I.a), kann die zu erklärende Variable, die Wachstumsrate der regionalen Pro-Kopf-Einkommen, dennoch durch Veränderungen der Pendlerströme im Untersuchungszeitraum 1976–1992 verzerrt sein. Um diesen Verzerrungen Rechnung zu tragen, könnte entweder die zu erklärende Variable selbst bereinigt werden, oder es könnte eine erklä-

<sup>98</sup> So betrug die Wachstumsrate der realen Bruttowertschöpfung im Zeitraum 1976–1992 im Bergbau –34,8 vH, in der eisenschaffenden Industrie 14,5 vH, im Schiffbau –45,5 vH und im Textilgewerbe –10,5 vH. Im Vergleich dazu wuchs das warenproduzierende Gewerbe um 22,7 vH und alle Wirtschaftszweige zusammengenommen um 50 vH (Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch* (lfd. Jgg.)).

<sup>99</sup> Diese vier Regionen sind Hamburg (52 Mill. t), Bremen (14 Mill. t), Wilhelmshaven (30 Mill. t) und Ostfriesland (Emden: 12 Mill. t) (Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch* (lfd. Jgg.)).

<sup>100</sup> Cheshire und Carbonaro (1996) verwenden zwei Dummyvariable, um die Folgen der historisch bedingten strukturellen „Altlasten“ auf die regionale Wachstumsdynamik zu quantifizieren: Eine Dummy für die negativen Wachstumswirkungen der Hafenvirtschaft (einschließlich Schiffbau) enthält Werte von 0 bis 4 — abgestuft nach dem Wert des seewärtigen Güterumschlags. Eine zweite Dummy soll dem historischen Einfluß des Kohlenbergbaus Rechnung tragen. Ihr wird der Wert 2 zugewiesen, wenn eine Region vollständig in einem Kohlerevier liegt; den Wert 1 erhält jede Region, die teilweise in einem Kohlerevier liegt.

rende Variable „Wachstumsrate des Einpendlerüberschusses“ in die Schätzfunktion aufgenommen werden, die eine ähnliche Funktion ausübt. Beides jedoch ist praktisch nicht möglich, weil die statistischen Daten zur Berechnung des Einpendlerüberschusses in den beiden Stichjahren 1976 und 1992 nicht zur Verfügung stehen. Es bleibt lediglich die Möglichkeit, den relativen Einpendlerüberschuß ([Netto-Einpendler/Erwerbstätige am Wohnort]+1) zum Ende des Untersuchungszeitraums als Hilfsvariable ( $PENDLER_r$ ) zu verwenden. Dies erfordert die Annahme, daß die Wachstumsrate des Einpendlerüberschusses im Untersuchungszeitraum um so höher war, je höher der relative Einpendlerüberschuß gemäß der Hilfsvariablen am Ende des Zeitraums ist. Da Vollerhebungen der Pendlerströme nur im Rahmen von Volkszählungen erfolgen, wird als Variable  $PENDLER_r$  der relative Einpendlerüberschuß im Jahr der jüngsten Volkszählung (1987) verwandt. Für den Parameter dieser Variablen ( $\beta_{11}$ ) wird ein positives Vorzeichen erwartet, das besagt, daß die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens um so höher ist, je höher der relative Einpendlerüberschuß bzw. die Wachstumsrate des Einpendlerüberschusses ist.

#### 4. Kontrollvariable

Den Kontrollvariablen ( $UNIB_r$ ,  $KFMHQ_r$ ,  $BRAEXT_r$ ,  $FERTEXT_r$ ) ist zum einen die Aufgabe zgedacht, Fehlinterpretationen der Schätzergebnisse zu vermeiden. Sie sollen Einflüsse auf das regionale Wachstum „herausfiltern“, die sich andernfalls in den Parametern der zentralen erklärenden Variablen niederschlagen könnten, insbesondere in den Parametern der Spillover-Variablen.<sup>101</sup> Zum anderen erhöht die Einbeziehung der Kontrollvariablen die Wahrscheinlichkeit, daß die aus dem Modell von Romer abgeleitete Testhypothese sowie die ergänzenden Hypothesen über die Intensität der lokalen Wissensdiffusion verworfen werden, weil die Parameter der Spillover-Variablen aufgrund von Multikollinearität statistisch insignifikant sind.<sup>102</sup> In diesem Fall wird im Detail zu prüfen sein, worauf die

<sup>101</sup> Audretsch und Feldman (1996: 634) nennen dies das Problem der „Endogenität“: Sofern beispielsweise die räumliche Struktur innovativer Aktivitäten zum Teil durch die räumliche Struktur der produzierenden Aktivitäten dominiert wird, könnten die wachstumsfördernden Wirkungen der produzierenden Aktivitäten den innovativen Aktivitäten zugerechnet werden, wenn nicht deren räumliche Struktur neutralisiert wird.

<sup>102</sup> Formal kann diese Intention der Kontrollvariablen wie folgt charakterisiert werden: Es sei angenommen, daß die „wahre“ Schätzfunktion in vereinfachter Form

$$\hat{y}_r = \dots + \beta_i x_{ir} + \dots + \beta_j x_{jr} + \dots + \varepsilon_r$$

Kollinearität beruht und welche Einflußgröße das regionale Wachstum tatsächlich treibt.

**a. Hochschulen als reine „Wirtschaftsfaktoren“?**

Ergeben die Schätzungen einen signifikant positiven Einfluß der Variablen  $FEDICHTE_r \cdot UNISPIL_r$  auf das regionale Wachstum, so soll dies als positiver Beitrag der Hochschulen zur Akkumulation des lokalen öffentlichen Gutes Wissen und damit zum Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens in einer Region interpretiert werden. Gegen diese Interpretation könnte eingewandt werden, daß Hochschulen einschließlich der Angestellten, Studenten und Gäste allein aufgrund ihrer Nachfrage nach lokalen Gütern und Dienstleistungen bereits einen positiven Einfluß auf das regionale Wachstum ausüben (Felsenstein 1996). Um den Einfluß der Hochschulen als „Wirtschaftsfaktoren“ einfangen zu können, wird als Kontrollvariable der Anteil der wissenschaftlichen Arbeitskräfte an Hochschulen an der regionalen Gesamtbeschäftigung ( $UNIB_r$ ) in die Schätzfunktion aufgenommen. Dabei wird unterstellt, daß der Anteil des wissenschaftlichen Personals proportional zu den von den Hochschulen auf die regionalen Güter- und Dienstleistungsmärkte ausgehenden wirtschaftlichen Impulse ist, die selbst kaum quantifizierbar sind. Sofern Hochschulen die wirtschaftliche Dynamik von Regionen tatsächlich nur durch ihre Güter- und Dienstleistungsnachfrage beeinflussen, ist ein signifikant positiver Parameter der Variablen  $UNIB_r$  ( $\beta_{12}$ ) bei insignifikantem Parameter der Spillover-Variablen  $UNISPIL_r$  ( $\alpha_3$ ) zu erwarten. Spielen Spillovers von Hochschulen jedoch eine Rolle, so sollte der Schätzer für  $\alpha_3$  auch in „Anwesenheit“ von  $UNIB_r$  nicht insignifikant sein.

---

ist, wobei  $x_{ir}$  eine der Spillover-Variablen und  $x_{jr}$  eine der Kontrollvariablen ist. Es sei ferner angenommen, daß  $x_{jr}$  und  $x_{ir}$  gemäß der Funktion  $x_{jr} = \alpha_0 + \dots + \alpha_i x_{ir}$  korreliert sind. Fehlt die Kontrollvariable  $x_{jr}$  in der Schätzfunktion, so wird sich aufgrund dieser Korrelation ein Teil ihrer Erklärungskraft im Parameter von  $x_{ir}$  niederschlagen: Der Schätzer von  $\beta_i$  wird verzerrt sein, weil er eine Linearkombination von  $\beta_i$  und  $\beta_j$  ist, und zwar ( $\hat{\beta}_i = \beta_i + \alpha_i \beta_j$ ). Ist die Kontrollvariable  $x_{jr}$  dagegen Bestandteil der Schätzfunktion, so kann aus der Korrelation zwischen  $x_{ir}$  und  $x_{jr}$  Multikollinearität erwachsen, die die Standardabweichungen von  $\hat{\beta}_i$  und  $\hat{\beta}_j$  „inflationiert“ und die t-Werte beider Schätzer als Indikatoren für die statistische Signifikanz verringert (Hansen 1993: 79). Die Wahrscheinlichkeit insignifikanter Parameter der Spillover-Variablen ist bei Einbeziehung der Kontrollvariablen in die Schätzfunktion mithin höher als bei ihrer Vernachlässigung.

**b. „Kaufmännische“ oder technologische Spillovers?**

In vielen Unternehmen ist die Entscheidung über den Standort der FuE-Abteilung abhängig von der Entscheidung über den Standort des Managements und anderer betrieblicher Funktionen. Daher besteht die Möglichkeit, daß eine räumliche Konzentration von FuE-Aktivitäten vor allem dadurch begründet ist, daß andere, die Standortentscheidung dominierende betriebliche Funktionen an den entsprechenden Standorten besonders gute Voraussetzungen vorfinden.<sup>103</sup> Weisen diese Regionen zudem ein rasches Wachstum auf, so könnte dies zu dem Fehlschluß führen, daß die räumliche Konzentration von FuE-Aktivitäten und die damit einhergehenden technologischen Spillovers das regionale Wachstum forcieren, obwohl die Ursache für das schnelle Wachstum tatsächlich bei anderen betrieblichen Aktivitäten zu suchen ist.

Diesem Fehlschluß soll ein Indikator für die positiven Externalitäten der räumlichen Ballung des Managements und anderer kaufmännisch orientierter hochqualifizierter Beschäftigter vorbeugen: die Variable  $KFMHQ_t$ , die oben bereits als Indikator für Urbanisierungsvorteile vorgestellt wurde. Sofern die regionale Wachstumsdynamik durch „kaufmännische“, nicht aber durch technologische Spillovers determiniert wird, ist ein signifikant positiver Parameter von  $KFMHQ_t$  ( $\beta_4$ ) bei insignifikantem Parameter von  $FEDICHTE_t$  ( $\delta$ ) zu erwarten. Sofern technologische Spillovers jedoch eine Rolle spielen, sollte  $\delta$  auch dann signifikant sein, wenn  $KFMHQ_t$  in der Schätzfunktion enthalten ist.

**c. „Traditionelle“ Lokalisierungsvorteile oder branchenspezifische technologische Spillovers?**

Aus ähnlichen Motiven sollen die Variablen  $BRAEXT_t$  und  $FERTEXT_t$ , den Einfluß „traditioneller“ Lokalisierungsvorteile für einzelne Industriebranchen oder für die industrielle Fertigung auf die räumliche Struktur der FuE-Aktivitäten herausfiltern.<sup>104</sup>

<sup>103</sup> So könnte es einen sogenannten Hauptsitzeffekt geben, der daraus resultiert, daß in der ganz überwiegenden Zahl von Unternehmen die FuE-Kapazitäten am Ort des Hauptsitzes angesiedelt sind (Harhoff 1995: 95).

<sup>104</sup> Beide Variable wurden bereits in Abschnitt C.II.3.a als Indikatoren für Lokalisierungsvor- und -nachteile vorgestellt.

### III. Datengrundlage, Schätzmethode und Tests

Datengrundlage der Schätzung sind in geographischer Hinsicht die in Anhang I.a beschriebenen 75 westdeutschen Regionen; der Untersuchungszeitraum, über den die Wachstumsrate der Pro-Kopf-Einkommen definiert wird, ist 1976–1992 (Anhang I.b). Bei der Definition der erklärenden Variablen, die mit einer Ausnahme ( $\hat{y}(\text{LAND})_r$ ) Bestandsgrößen sind, wird in der Literatur häufig der Bestand im Anfangsjahr des Untersuchungszeitraums (hier: 1976) verwandt. Dies hat den Nachteil, daß die Wahrscheinlichkeit einer zufallsbedingten Verzerrung der erklärenden Variablen recht hoch ist. Um derartige Verzerrungen zu verringern und um der großen Länge des — als eine Periode angenommenen — Untersuchungszeitraums Rechnung zu tragen, werden die erklärenden Variablen als ungewogene Durchschnitte der Werte für 1976 und 1985 definiert.<sup>105</sup> Die Schätzfunktion [C.2] wird in der Form

$$\begin{aligned}
 \hat{y}_r = & \beta_0 + \delta \text{FEDICHTE}_r + \delta\alpha_1 \text{BRANCHSPIL}_r \cdot \text{FEDICHTE}_r \\
 & + \delta\alpha_2 \text{BETRSPIL}_r \cdot \text{FEDICHTE}_r + \delta\alpha_3 \text{UNISPI}_r \cdot \text{FEDICHTE}_r \\
 \text{[C.3]} \quad & + \beta_2 \text{BEVD}_r + \beta_3 \ln(\text{BEVD}_r) + \beta_4 \text{KFMHQ}_r + \beta_5 \text{BRAEXT}_r + \beta_6 \text{FERTEXT}_r \\
 & + \beta_7 \hat{y}(\text{LAND})_r + \beta_8 \text{FINAUS}_r + \beta_9 \text{ALTIND}_r^2 + \beta_{10} \text{DUMHAFEN}_r \\
 & + \beta_{11} \text{PENDLER}_r + \beta_{12} \text{UNIB}_r + \varepsilon_r; \quad r = 1, \dots, 75
 \end{aligned}$$

mittels der Kleinst-Quadrat-(KQ-)Methode geschätzt.<sup>106</sup> Die Annahmen des Schätzmodells werden mit Hilfe verschiedener Tests überprüft, die in Anhang II ausführlich beschrieben werden: Morans I-Tests auf fehlende räumliche Autokorrelation sowie F-Tests auf Homoskedastizität (FH) und Strukturkonstanz der Parameter (FS) — jeweils unter verschiedenen Annahmen über die räumliche Struktur der interregionalen Zusammenhänge.

<sup>105</sup> Beispielsweise berechnet sich der Anteil der hochqualifizierten Beschäftigten in nichttechnischen oder nichtnaturwissenschaftlichen Berufen an der Gesamtbeschäftigung als

$$\text{KFMHQ}_r = 1/2 (\text{BKFMHQ}_{r1976} / B_{r1976} + \text{BKFMHQ}_{r1985} / B_{r1985}),$$

wobei *BKFMHQ* die absolute Zahl der hochqualifizierten kaufmännischen Beschäftigten und *B* die Gesamtzahl aller Beschäftigten in der jeweiligen Region bezeichnet. Die beiden Stichjahre 1976 und 1985, die recht genau die erste Hälfte des Untersuchungszeitraums eingrenzen, haben den Vorteil der weitgehenden Konjunkturneutralität, weil zwischen ihnen ein Konjunkturzyklus liegt.

<sup>106</sup> Die Regressionen wurden mit Hilfe des Programmpakets SAS (PROC REG) durchgeführt.

Die deskriptiven Statistiken und die Matrix der Korrelationskoeffizienten für die Variablen finden sich in den Tabellen A4 und A5 in Anhang III. Die erklärenden Variablen sind teilweise sehr hoch korreliert. Insbesondere die Dichte an Forschern und die Spillover-Variablen korrelieren sehr stark miteinander — was wegen der Multiplikation der Spillover-Variablen mit *FEDICHT*e kaum verwunderlich ist — sowie mit den Variablen der Bevölkerungsdichte. Aufgrund der hohen Korrelation wird in ergänzenden Testregressionen in Anhang V geprüft, ob ein individueller Erklärungsbeitrag der Variablen zu identifizieren ist.

## IV. Schätzergebnisse

### 1. Statistische Signifikanz: Kann das Wachstumsmodell Wachstum erklären?

Schätzung (0) in Tabelle 2 (erste Spalte) gibt die Ergebnisse der Schätzung von [C.3] wieder. Ein Blick auf die Teststatistiken im unteren Teil der Tabelle, die Auskunft über die Qualität und Interpretierbarkeit der Schätzergebnisse geben, zeigt, daß anhand der beiden Autokorrelationstests die Hypothese fehlender Autokorrelation nicht abgelehnt wird.<sup>107</sup> Auch die Inspektion der graphischen Darstellung der Residuen auf der Landkarte (Schaubild 3)<sup>108</sup> läßt keine außergewöhnliche räumliche Konzentration positiver oder negativer Residuen erkennen, die darauf hindeutet, daß die Residuen eine ökonomisch erklärbare räumliche Systematik aufweisen. Zwar findet sich eine Häufung von Regionen, deren Pro-Kopf-Einkommen leicht überschätzt wird (hellblaue Färbung), in Baden, in den westlichen Teilen von Rheinland-Pfalz einschließlich der Region Köln–Bonn sowie im nordöstlichen Bayern. Auch werden die regionalen Pro-Kopf-Einkommen

<sup>107</sup> Es wird nur derjenige der jeweils sechs Autokorrelationstests für (i) und (ii) ausgewiesen, der den höchsten  $z$ -Wert hat. Für Morans  $I_{(i)}$  — Test auf Autokorrelation zwischen allen benachbarten Regionen — und Morans  $I_{(ii)}$  — Test auf Autokorrelation mit benachbarten Agglomerationen — werden Teststatistiken von maximal 1,12 bzw. 1,04 ausgewiesen, die deutlich kleiner sind als der kritische Wert der Standard-Normalverteilung (1,96).

<sup>108</sup> Positiven Residuen, die eine Unterschätzung der regionalen Wachstumsrate durch die Schätzfunktion anzeigen, werden in den folgenden Schaubildern rote Farbtöne, negativen Residuen blaue Farbtöne zugewiesen. Die Abgrenzung der insgesamt sieben Klassen wird durch die Software (SAS, PROC GMAP) automatisch vorgenommen.

Tabelle 2 — Ergebnisse der Schätzungen von Gleichung [C.3]<sup>a</sup>

Variable		(0)	(1)	(2)	(3)
Konstante	$\beta_0$	-1,65 (0,62) [2,6]	-1,61 (0,61) [2,7]	-1,83 (0,50) [3,7]	-1,75 (0,47) [3,7]
FEDICHTE	$\delta$	0,21 (0,10) [2,2]	0,21 (0,09) [2,2]	0,20 (0,08) [2,6]	0,18 (0,07) [2,6]
BRANCHSPIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_1$	-0,25 (0,10) [2,4]	-0,25 (0,10) [2,4]	-0,22 (0,08) [2,7]	-0,22 (0,08) [2,6]
BETRSPIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_2$	-0,03 (0,17) [0,2]	-0,03 (0,17) [0,2]	-0,07 (0,14) [0,5]	—
UNISPIIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_3$	1,4E-5 (6,9E-6) [2,1]	1,5E-5 (6,7E-6) [2,2]	1,4E-5 (5,4E-6) [2,7]	1,6E-5 (4,7E-6) [3,4]
BEVD	$\beta_2$	-8,3E-4 (2,9E-4) [2,9]	-8,2E-4 (2,8E-4) [2,9]	-8,5E-4 (2,3E-4) [3,7]	-8,4E-4 (2,3E-4) [3,7]
ln(BEVD)	$\beta_3$	0,12 (0,08) [1,5]	0,11 (0,07) [1,5]	0,13 (0,06) [2,1]	0,12 (0,06) [2,0]
KFMHQ	$\beta_4$	1,37 (3,81) [0,4]	0,83 (3,58) [0,2]	3,17 (2,95) [1,1]	2,76 (2,83) [1,0]
BRAEXT	$\beta_5$	-0,06 (0,14) [0,5]	-0,08 (0,13) [0,6]	-0,14 (0,11) [1,3]	-0,13 (0,10) [1,2]
FERTEXT	$\beta_6$	1,32 (0,56) [2,3]	1,37 (0,55) [2,5]	1,65 (0,45) [3,7]	1,57 (0,42) [3,7]
$\hat{y}(\text{LAND})$	$\beta_7$	0,36 (0,16) [2,2]	0,32 (0,13) [2,4]	0,17 (0,11) [1,5]	0,17 (0,11) [1,6]
FINAUS	$\beta_8$	6,6E-5 (1,6E-4) [0,4]	—	—	—
ALTIND <sup>2</sup>	$\beta_9$	-3,13 (1,38) [2,3]	-3,09 (1,35) [2,3]	-2,76 (1,10) [2,5]	-2,85 (1,08) [2,6]
DUMHAFEN	$\beta_{10}$	-0,01 (0,05) [0,3]	—	—	—
PENDLER	$\beta_{11}$	0,39 (0,26) [1,5]	0,42 (0,25) [1,7]	0,41 (0,20) [2,0]	0,42 (0,20) [2,1]
UNIB	$\beta_{12}$	21,63 (12,45) [1,7]	22,88 (11,95) [1,9]	16,42 (9,80) [1,7]	16,92 (9,70) [1,7]
DUM(RE,IN,FD)	$(\beta_{13})$	—	—	0,27 (0,05) [5,7]	0,27 (0,05) [5,7]
$R^2 / R^2_{(\text{korr})}$		0,47 / 0,34	0,47 / 0,36	0,65 / 0,57	0,65 / 0,58
Morans $I_{(i)}$ <sup>c</sup>		0,07 (1,12)	0,06 (1,02)	0,04 (0,82)	0,05 (0,88)
Morans $I_{(ij)}$ <sup>d</sup>		0,04 (1,04)	0,04 (1,05)	-0,04 (0,45)	-0,04 (0,45)

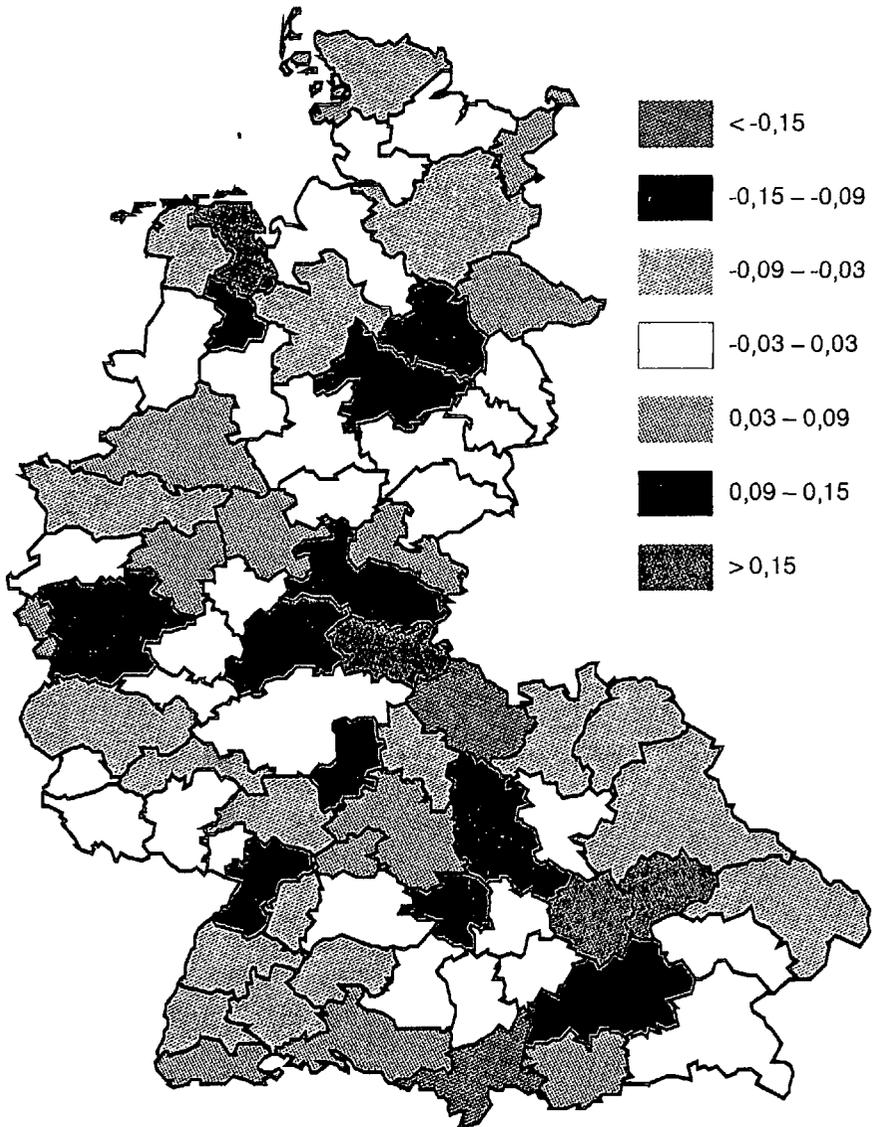
noch Tabelle 2

Variable	(0)	(1)	(2)	(3)
FH <sub>(i)</sub> <sup>e</sup>	1,09	1,19	1,07	1,15
	F(30, 13) <sup>f</sup> = 2,38	F(32, 15) <sup>f</sup> = 2,24	F(31, 14) <sup>f</sup> = 2,31	F(32, 15) <sup>f</sup> = 2,24
FH <sub>(ii)</sub> <sup>e</sup>	1,98	2,05	1,44	1,45
	F(20, 24) <sup>f</sup> = 2,03	F(21, 26) <sup>f</sup> = 1,98	F(20, 25) <sup>f</sup> = 2,01	F(21, 26) <sup>f</sup> = 1,98
FH <sub>(iii)</sub> <sup>e</sup>	1,93	1,36	1,09	1,07
	F(24, 19) <sup>f</sup> = 2,11	F(26, 21) <sup>f</sup> = 2,03	F(25, 20) <sup>f</sup> = 2,07	F(26, 21) <sup>f</sup> = 2,03
FS <sub>(i)</sub> <sup>g</sup>	1,43	1,34	1,49	1,67
	F(43, 16) <sup>f</sup> = 2,14	F(47, 14) <sup>f</sup> = 2,25	F(45, 15) <sup>f</sup> = 2,19	F(47, 14) <sup>f</sup> = 2,25
FS <sub>(ii)</sub> <sup>g</sup>	1,04	1,32	1,11	1,16
	F(44, 15) <sup>f</sup> = 2,19	F(47, 14) <sup>f</sup> = 2,25	F(15, 45) <sup>f</sup> = 1,90	F(14, 47) <sup>f</sup> = 1,89
FS <sub>(iii)</sub> <sup>g</sup>	1,77	1,58	1,21	1,11
	F(16, 43) <sup>f</sup> = 1,90	F(14, 47) <sup>f</sup> = 1,89	F(45, 15) <sup>f</sup> = 2,19	F(47, 14) <sup>f</sup> = 2,25

<sup>a</sup>Standardabweichungen in runden, t-Werte in eckigen Klammern unter den Schätzern. Kritischer Wert ist 1,96. OLS-Regressionen über einen Querschnitt von 75 westdeutschen Regionen (Anhang I). Zu erklärende Variable: Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens 1976–1992. Zur Definition der erklärenden Variablen vgl. Text sowie Anhang I.d. Bei allen statistischen Tests wird eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH angenommen. — <sup>b</sup>Jeweils multipliziert mit *FEDICHT*. — <sup>c</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Regionen (vgl. Anhang II); die Teststatistik in Klammern unter dem Autokorrelationsparameter ist asymptotisch  $NV(0,1)$ . Kritischer Wert 1,96. — <sup>d</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Agglomerationen. — <sup>e</sup>F-Tests auf Homoskedastizität. Zu den Annahmen (i)–(iii) über die Struktur der möglichen Heteroskedastizität vgl. Anhang II. — <sup>f</sup>Erster Wert: Zählerfreiheitsgrade, zweiter Wert: Nennerfreiheitsgrade. — <sup>g</sup>F-Tests auf Strukturkonstanz der Parameter. Zu den Annahmen (i)–(iii) über die Struktur der möglichen fehlenden Strukturkonstanz vgl. Anhang II.

auf einer Achse von Fulda bis Münster deutlich unterschätzt (rote bzw. dunkelrote Färbung). Es fällt jedoch schwer, eine ökonomisch plausible Erklärung für diese Häufungen zu finden. In Ermangelung einer geeigneten ökonomischen Hypothese wird davon ausgegangen, daß diese räumlichen Häufungen zufälliger Natur sind. Auch die FS- und FH-Tests weisen die jeweiligen Nullhypothesen der Homoskedastizität und der Strukturkonstanz nicht zurück. Freilich weist die FH<sub>(ii)</sub>-Statistik, die gegen Heteroskedastizität zwischen Nord- und Süddeutschland testet, mit 1,98 einen Wert aus, der nur knapp unter dem kritischen Wert (2,03) liegt. Das um Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß ( $R^2_{(korrt)}$ ) schließlich ist mit 0,34 zufriedenstellend.

Schaubild 3 — Residuen der Regression (0)



Die Schätzergebnisse zeigen, daß die aus dem theoretischen Modell abgeleiteten Variablen (einschließlich der Spillover-Variablen) mit einer Ausnahme signifikant von null verschieden sind und die erwarteten Vorzeichen haben: Der Parameter der Dichte an Forschern (*FEDICHTE*) ist positiv und mit einem t-Wert von 2,2 signifikant.<sup>109</sup> Negativ und ebenfalls signifikant ist der Parameter von *BRANCHSPIL*, was — in Übereinstimmung mit Glaeser et al. (1992), Kelly und Hageman (1996) sowie Büttner (1997) — darauf hindeutet, daß die positiven Effekte der intrasektoralen Wissensdiffusion geringer sind als die der intersektoralen Wissensdiffusion. Auch die Variable für den Einfluß von Hochschulen auf die regionale Wissensakkumulation (*UNISPIL*) ist signifikant mit dem erwarteten, positiven Vorzeichen.<sup>110</sup> Lediglich der Parameter von *BETRSPIL* ist nicht signifikant von null verschieden. Dieses Ergebnis überrascht insofern, als zu erwarten wäre, daß betriebsspezifisches Wissen noch sehr viel spezialisierter ist und leichter geheim gehalten werden kann als branchenspezifisches Wissen. Eine mögliche Erklärung für den nicht signifikanten Schätzer könnte sein, daß die Vorteile der relativ hohen Intensität innerbetrieblicher Wissensdiffusion in Betrieben mit großen Forschungsabteilungen durch andere, produktivitätsmindernde Faktoren konterkariert werden. Eine andere Erklärung könnte sein, daß die statistische Definition der Variablen — die (inverse) durchschnittliche Zahl von Forschern je Betrieb im Produzierenden Gewerbe — kein hinreichend guter Indikator ist. Unter Umständen würde ein Indikator wie beispielsweise der Anteil der Forscher in den  $x$  größten Betrieben der Region oder ein Konzentrationsmaß wie der Gini-Koeffizient die Aufgabe besser erfüllen. Da derartige Indikatoren aufgrund fehlender statistischer Informationen jedoch nicht verfügbar sind, muß die Absicht aufgegeben werden, die Intensität der lokalen Wissensdiffusion um Unterschiede in den Betriebsgrößen zu korrigieren.

Die ergänzenden erklärenden Variablen sind nur zum Teil signifikant: Die Bevölkerungsdichte (*BEVD*) als Indikator für sonstige Externalitäten der Urbanisierung zeigt den erwarteten signifikant negativen Einfluß, ihr Logarithmus  $\ln(\text{BEVD})$  scheint hingegen eher einen positiven Einfluß zu haben.<sup>111</sup> Ebenfalls

<sup>109</sup> Der kritische Wert beträgt im vorliegenden Fall bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH 1,96.

<sup>110</sup> In F-Tests wird die gemeinsame Signifikanz der Parameter dieser drei Variablen (*FEDICHTE*, *BRANCHSPIL*, *UNISPIL*) mit der üblichen Fehlerwahrscheinlichkeit (5 vH) nicht abgelehnt.

<sup>111</sup> Zwar ist  $\ln(\text{BEVD})$  aufgrund der hohen Korrelation mit der nicht logarithmierten Bevölkerungsdichte (*BEVD*) und der daraus resultierenden Multikollinearität gemäß ihrer t-Statistik nicht signifikant. Anhand eines F-Tests wird die Hypothese der ge-

signifikant negativ ist der Einfluß der Altindustrien (*ALTIND*). Einen signifikant positiven Einfluß auf das regionale Wachstum schließlich scheint das Wachstum im Rest des Bundeslandes ( $\hat{y}(LAND)$ ) auszuüben. Dagegen findet sich die Hypothese nicht bestätigt, daß der Strukturwandel in der Hafenwirtschaft (*DUMHAFEN*) einen negativen Einfluß auf das regionale Wachstum hat,<sup>112</sup> und auch von der Umverteilung staatlicher Finanzmittel (*FINAUS*) scheint kein signifikanter Einfluß auszugehen.<sup>113</sup> Überraschenderweise ist auch der Parameter der Dichte an hochqualifizierten kaufmännischen Arbeitskräften (*KFMHQ*) nicht signifikant. Es ist allerdings nicht auszuschließen, daß die Standardabweichung des Parameters aufgrund von Multikollinearität inflatiert ist, weil die Variable eine vergleichsweise hohe Korrelation mit den Spillover-Variablen und dem Logarithmus der Bevölkerungsdichte ( $\ln(BEVD)$ ) aufweist (Tabelle A5). Unter den Kontrollvariablen schließlich, deren Hauptfunktion in ihrer reinen „Anwesenheit“ besteht, weil sie vor einer Fehlinterpretation der Parameter der zentralen Variablen des Modells schützen sollen, scheinen nur die Lokalisationsvorteile der industriellen Fertigung (*FERTEXT*) einen signifikanten, positiven Einfluß auf das Wachstum zu haben. Die Hochschulen als „Wirtschaftsfaktoren“ (*UNIB*) und die branchenspezifischen Externalitäten der Lokalisierung (*BRAEXT*) hingegen scheinen keinen signifikanten Einfluß zu haben.

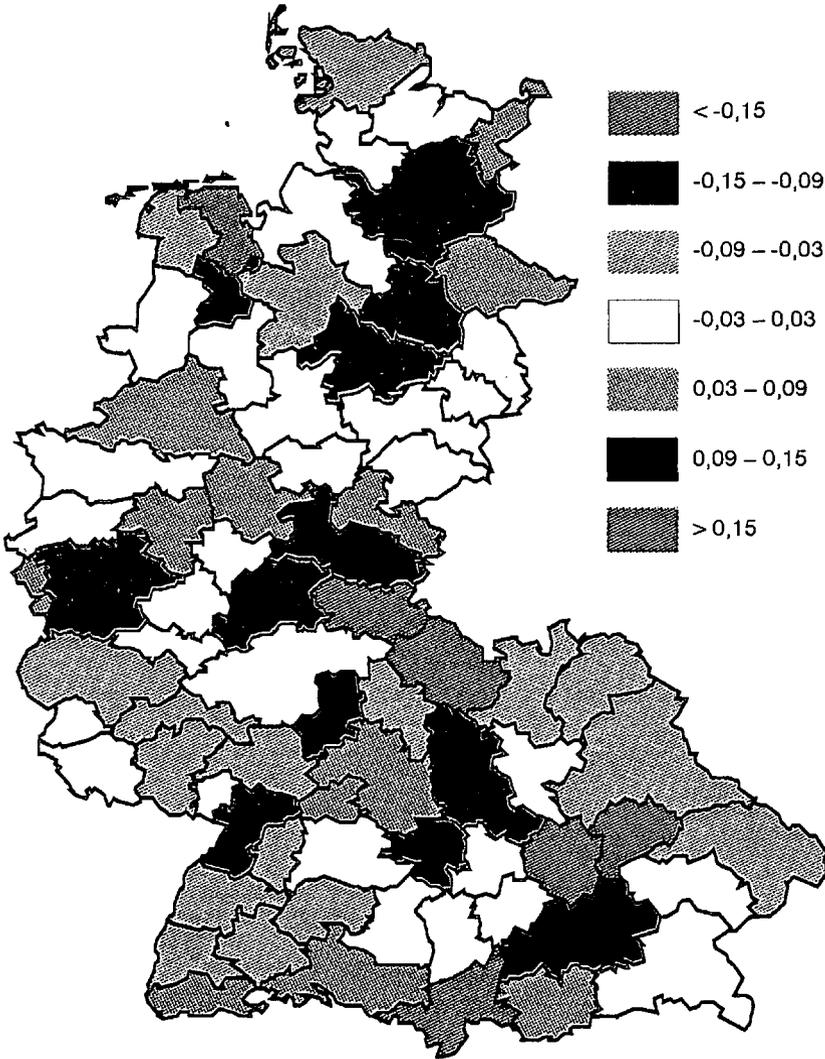
Um das Modell auf die wesentlichen, signifikanten Variablen zu reduzieren, werden in Schätzung (1) (Tabelle 2 und Schaubild 4) zunächst die beiden nicht signifikanten sonstigen erklärenden Variablen (*FINAUS*, *DUMHAFEN*) ausgeschlossen, weil sie offenbar keinen Beitrag zur Erklärung der Wachstumsrate des

---

meinsamen Signifikanz der Parameter von *BEVD* und  $\ln(BEVD)$  jedoch nicht verworfen.

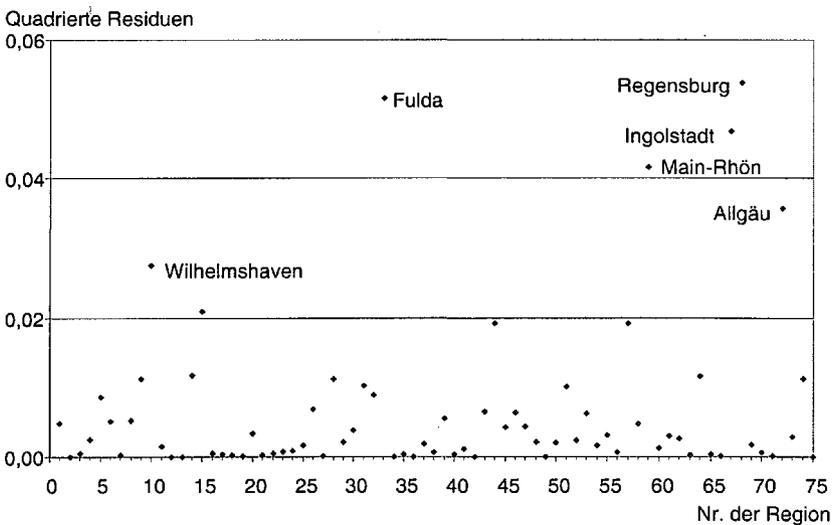
- <sup>112</sup> Die Insignifikanz des Parameters von *DUMHAFEN* deutet darauf hin, daß der von Cheshire und Carbonaro (1996) geschätzte negative Einfluß der Hafenwirtschaft vornehmlich auf die Wertindustrie zurückzuführen ist, die in der vorliegenden Arbeit in der Variablen *ALTIND* berücksichtigt wird. Die Interpretation von Campbell (1993) sowie von Cheshire und Carbonaro (1996: 1115), denzufolge auch der Strukturwandel im Hafenumschlag sowie in den Hafenindustrien, die angelandete Rohstoffe verarbeiten, negative Wachstumseffekte hat, kann mithin nicht bestätigt werden.
- <sup>113</sup> Neben dem kommunalen Finanzausgleich wurde als ein weiterer Indikator für regionalpolitische Maßnahmen des Staates die Variable Kapitalnutzungskosten spezifiziert. Sie erwies sich ebenfalls als insignifikant. In den auf der Kreisebene ermittelten Kapitalnutzungskosten werden neben einem bundesweit einheitlichen Zinssatz vor allem die Investitionszulagen und Investitionszuschüsse gemäß der Bund-Länder-Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“, Sonderabschreibungen im Rahmen der Zonenrandförderung und die Gewerbesteuer-Hebesätze berücksichtigt (Deitmer 1993).

Schaubild 4 — Residuen der Regression (1)



regionalen Pro-Kopf-Einkommens leisten.<sup>114</sup> Diese scheinbar marginale Veränderung der Schätzfunktion reicht bereits aus, um die zuvor in Schätzung (0) nur knapp verfehlte Ablehnung der Annahme der Homoskedastizität herbeizuführen: Da die Teststatistik für  $FH_{(ii)}$  nunmehr mit 2,05 merklich über dem kritischen Wert (1,98) liegt, ist die Annahme mit mehr als 5prozentiger Wahrscheinlichkeit verletzt. Die Ursache für die Heteroskedastizität zwischen nord- und süddeutschen Regionen ist anhand der Plots der quadrierten Residuen in Schaubild 5 leicht auszumachen:<sup>115</sup> In Bayern werden die Pro-Kopf-Einkommen von zwei Regionen (Regensburg, Ingolstadt) deutlich unter- und von zwei weiteren Regionen (Main-Rhön, Allgäu) deutlich überschätzt. Für erstere werden sehr hohe positive, für letztere sehr hohe negative Residuen ausgewiesen. Dagegen findet sich unter den norddeutschen Regionen nur eine Region (Fulda), deren Einkommenswachstum ähnlich schlecht erklärt werden kann wie das von Regensburg

Schaubild 5 — Quadrierte Residuen der Regression (1)



<sup>114</sup> *BETRSPIL* wird erst in einem zweiten Schritt ausgeschlossen, um die Sensitivität der Schätzer der übrigen Variablen auf diesen Ausschluß separat prüfen zu können. Die Kontrollvariablen hingegen müssen, um ihre „Kontrollfunktion“ ausüben zu können, Bestandteile des Schätzmodells bleiben, auch wenn sie nicht signifikant sind.

<sup>115</sup> Die Regionen in Schaubild 5 sind in etwa in Nord-Süd-Richtung nach Bundesländern angeordnet: Auf Schleswig-Holstein folgen Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz, Saarland, Baden-Württemberg und Bayern.

und Ingolstadt. Da die Pro-Kopf-Einkommen in Regensburg, Ingolstadt und Fulda mit 69, 61 bzw. 60 vH außerordentlich schnell, in Main-Rhön und Allgäu mit 18 bzw. 19 vH aber außerordentlich langsam gewachsen sind, kann vermutet werden, daß in diesen Regionen Sondereinflüsse wirksam waren, die mit dem vorliegenden Modell nicht erklärbar sind. Zahlreiche Hypothesen zur Erklärung der Entwicklungen in diesen Regionen wurden empirisch verworfen. Beispielsweise wurde ohne Erfolg getestet, ob wirtschaftsstrukturelle Besonderheiten wie ein hoher Beschäftigtenanteil im Fahrzeugbau, der in Regensburg und Ingolstadt eine bedeutende Rolle spielt und der im Untersuchungszeitraum aufgrund seiner günstigen Entwicklung das regionale Wachstum an bedeutenden Produktionsstandorten forciert haben könnte, zur Erklärung regionalen Wachstums beigetragen hat. Ohne Erfolg wurde auch überprüft, ob die Regionen München und Rhein-Main als die bedeutenden „Wachstumszentren“ in Deutschland Wachstumsimpulse auf ihr weiteres Umland ausstrahlen.<sup>116</sup> Auch Hypothesen für die Wachstumsschwäche der Regionen Main-Rhön und Allgäu wurden ausnahmslos verworfen.

Dennoch muß das Problem der Heteroskedastizität gelöst werden, um die Parameter der Schätzung und ihre Signifikanz interpretieren zu können. Zur Korrektur der Heteroskedastizität stehen grundsätzlich zwei Verfahren zu Verfügung: Eine verallgemeinerte Schätzung ist vorzunehmen, wenn eine mit der Ordnungsnummer oder einem anderen Kriterium systematisch zunehmende Varianz der Residuen vorliegt (vgl. dazu Abschnitt D.II.3). Sofern aber Heteroskedastizität lediglich durch wenige Ausreißer verursacht wird, reicht es aus, die Ursache durch eine Dummy zu beseitigen, welche die Residuen der Ausreißer auf (oder gegen) null korrigiert und damit den Einfluß dieser Regionen auf die Schätzer-

---

<sup>116</sup> Dazu wurden zwei Variable definiert, welche mit zunehmender räumlicher Distanz einer Region  $r$  zu den Ballungsräumen München ( $D_{rM}$ ; in km) bzw. Frankfurt ( $D_{rF}$ ) einen abnehmenden Wert annehmen. Für München beispielsweise lautet diese Variable:

$$x_{kr} = \begin{cases} \bar{D} - D_{rM}^d & \text{wenn } \bar{D} > D_{rM}^d \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Für keine der plausiblen Kombinationen der maximalen Distanz zu München bzw. Frankfurt ( $\bar{D}$ ), für die gerade noch ein positiver ökonomischer Einfluß erwartet wird, und dem Parameter des Distanzwiderstands ( $d$ ) fanden sich signifikante Einflüsse. Auch andere Funktionsformen für die Parameter Distanz und Distanzwiderstand führten nicht zu signifikanten Schätzungen, die das schnelle Wachstum von Regensburg, Ingolstadt und Fulda in Abhängigkeit von ihrer Nähe zu den Ballungsräumen München bzw. Rhein-Main erklären konnten.

gebnisse weitgehend neutralisiert. Im vorliegenden Fall wird letztere Methode angewandt, indem für Ingolstadt, Regensburg und Fulda eine Dummy  $DUM(RE,IN,FD)$  in die Schätzfunktion aufgenommen wird.<sup>117, 118</sup>

Eine erneute Schätzung von (1) unter Einschluß der Dummy  $DUM(RE,IN,FD)$  zeigt, daß das Ziel, die Heteroskedastizität zu beseitigen, erreicht wird (Schätzung (2) in Tabelle 2 und Schaubild 6).<sup>119</sup> Das um Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß ( $R^2_{(kor)}=0,57$ ) wird gegenüber der Schätzung (0) durch die Dummy deutlich „aufgebläht“; die ökonomisch interpretierbaren Variablen freilich erklären — ebenso wie in (0) und (1) — nach wie vor gut ein Drittel der Gesamtvarianz der Wachstumsraten der regionalen Pro-Kopf-Einkommen. Mit wenigen Ausnahmen ändern sich die Parameter der erklärenden Variablen gegenüber Schätzung (0) nur unwesentlich: Die erste Ausnahme ist der Parameter des Pro-Kopf-Einkommens im Rest des jeweiligen Bundeslandes ( $\hat{y}(LAND)$ ), der im Niveau deutlich sinkt und seine statistische Signifikanz einbüßt.<sup>120</sup> Die zweite Ausnahme ist der Parameter von  $\ln(BEVD)$ , der nunmehr signifikant ist.<sup>121</sup> Die dritte Ausnahme schließlich ist der Parameter von  $PENDLER$ , der ebenfalls signifikant wird.

<sup>117</sup> Um die Zahl der Dummies zu begrenzen, wird darauf verzichtet, eine zweite Dummy für die Regionen Allgäu und Main-Rhön zu spezifizieren. Für eine Rechtfertigung dieses Vorgehens durch eine beispielhafte Schätzung unter Einschluß einer Dummy für die beiden Regionen vgl. Anhang IV.

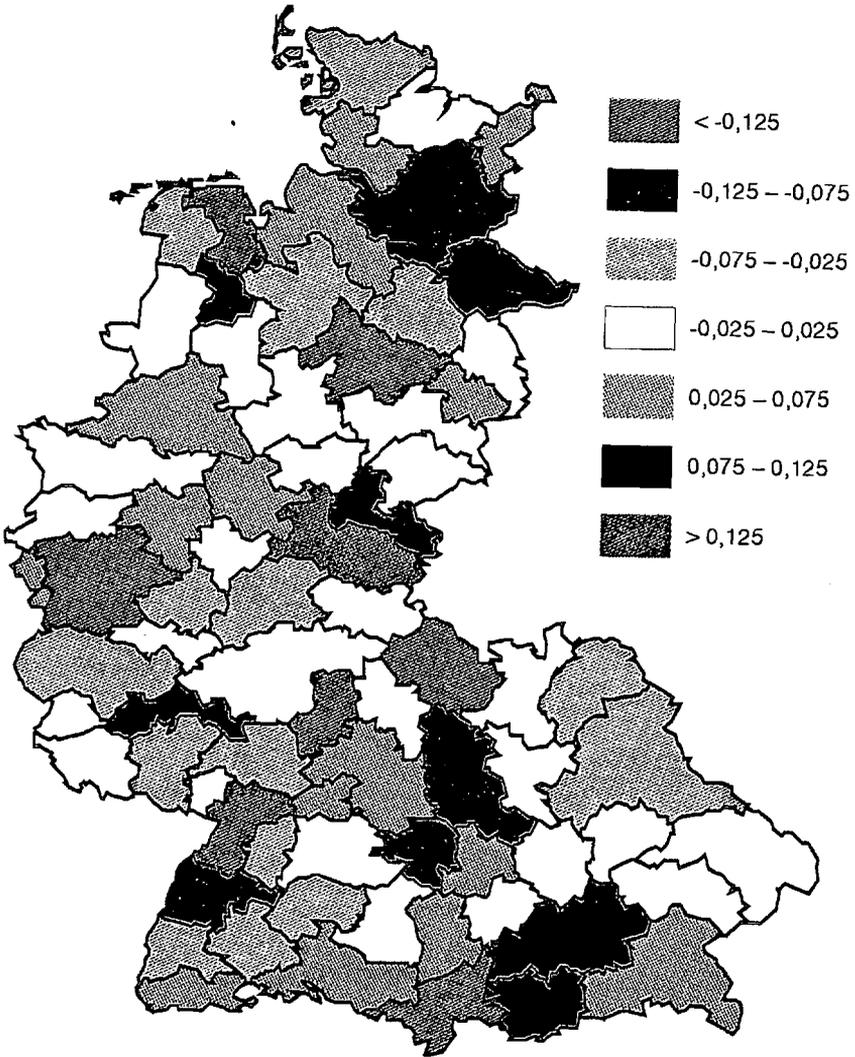
<sup>118</sup> Fulda wird in die Dummy einbezogen, um die Aussagekraft der F-Tests (ii) und (iii) auf Homoskedastizität und Strukturkonstanz nicht durch eine erklärende Variable zu belasten, die nur in einem der jeweiligen Teilsamples von null verschiedene Werte annimmt. Im Gegensatz zu Regensburg und Ingolstadt gehört Fulda den Teilsamples „Norddeutschland“ und „reales Pro-Kopf-Einkommen 1976 < 26 000 DM“ an. Vgl. dazu Anhang II.

<sup>119</sup> Alle drei Statistiken der F-Tests auf Homoskedastizität weisen nunmehr Werte aus, die deutlich kleiner sind als die kritischen Werte. Auch die beiden Autokorrelations-tests und die drei F-Tests auf Strukturkonstanz der Parameter geben keinen Anlaß zur Verwerfung der Annahmen des linearen Regressionsmodells.

<sup>120</sup> Dieser Parameter hatte offenbar „versucht“, das hohe Wachstum in den drei Regionen zumindest teilweise zu erklären. Immerhin liegen die drei Regionen in den am schnellsten wachsenden Bundesländern (Bayern, Hessen).

<sup>121</sup> Ein möglicher Grund dafür, daß der Schätzer von  $\ln(BEVD)$  nunmehr signifikant ist, könnte der Ausschluß der Variablen  $FINAUS$  sein: Da beide Variablen korreliert sind ( $r=-0,4$ ; vgl. Tabelle A5), könnte der Schätzer von  $FINAUS$  in Regression (0) aufgrund von Multikollinearität insignifikant sein. Diese Möglichkeit kann jedoch ausgeschlossen werden: In einer Regression unter Einschluß von  $FINAUS$ , aber ohne  $\ln(BEVD)$  ist der Schätzer von  $FINAUS$  mit einem t-Wert von 0,01 vollständig insignifikant.

Schaubild 6 — Residuen der Regression (2)



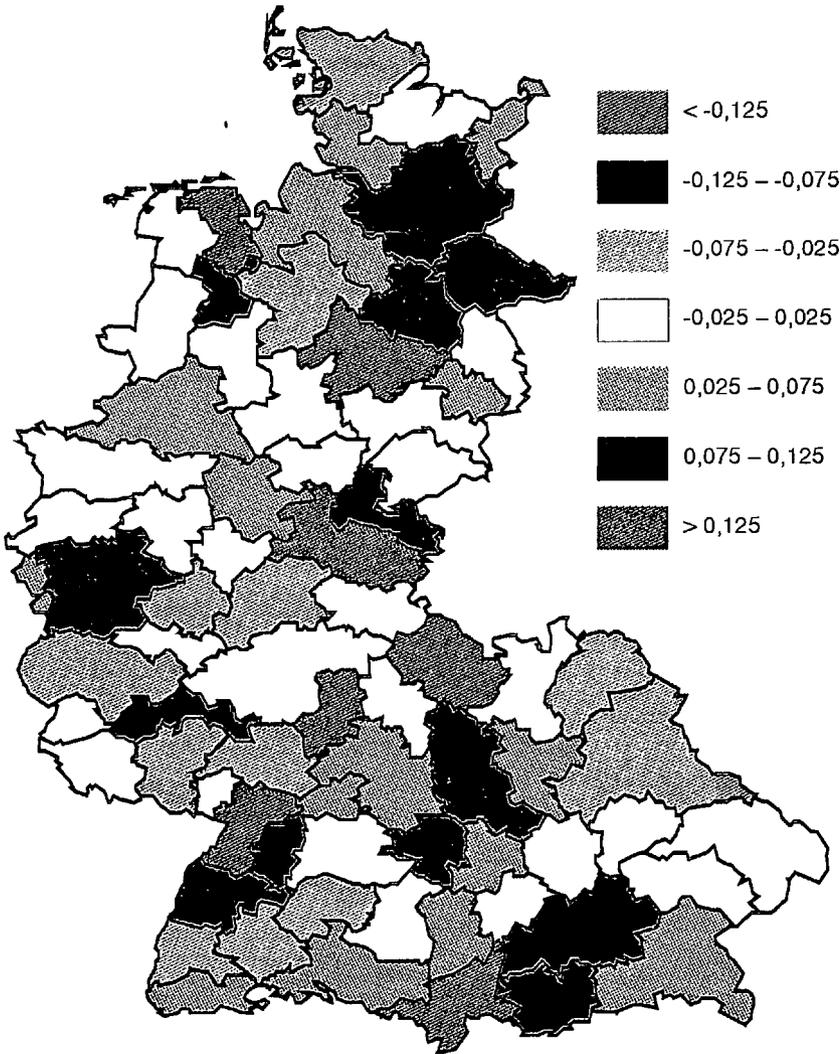
Trotz des Ausschlusses der beiden insignifikanten Variablen (*FINAUS*, *DUMHAFEN*) und der Einführung der Dummy bleibt die Variable *BETRSPIL* insignifikant. In Schätzung (3), die das endgültige Ergebnis der empirischen Untersuchung in diesem Kapitel ist, wird nunmehr auch diese Variable aus der Schätzfunktion ausgeschlossen (vgl. auch Schaubild 7). Der Ausschluß ändert weder die Güte noch die Ergebnisse der Schätzung in nennenswertem Umfang.

Die ergänzenden Testregressionen (Anhang V) auf der Grundlage von Schätzung (3) zeigen zum einen, daß die beiden Variablen *FEDICHTE* und *BRANCHSPIL* in einer Art komplementärem Verhältnis zueinander stehen: Es ist notwendig, den vergleichsweise geringen Wachstumsimpulsen, die von intrasektoraler Wissensdiffusion auf regionaler Ebene ausgehen, explizit Rechnung zu tragen, um im Regionenquerschnitt überhaupt einen Einfluß von Wissensdiffusion auf die Wissensakkumulation und damit das regionale Wachstum identifizieren zu können. Erfolgt diese Korrektur nicht, wird also eine in allen Regionen gleich hohe Intensität von Wissensdiffusion unterstellt, so ist ein systematischer Zusammenhang zwischen FuE-Aktivitäten und regionalem Wachstum nicht identifizierbar. In diesem Zusammenhang wird auch gezeigt, daß der geschätzte Einfluß von *BRANCHSPIL* nicht auf der Annahme einer falschen Funktionsform für die Dichte an Forschern beruht. Obwohl beide Variablen (*FEDICHTE*, *BRANCHSPIL*) sehr hoch korreliert sind, leistet letztere einen eigenständigen, durch Unterschiede in der Branchenstruktur der Forscher bedingten Erklärungsbeitrag. Zum zweiten zeigen die ergänzenden Testregressionen, daß die im modifizierten theoretischen Modell unterstellten ökonomischen Zusammenhänge nur dann identifizierbar sind, wenn zugleich dem Einfluß von Externalitäten der Urbanisierung (*BEVD*,  $\ln(\text{BEVD})$ ) Rechnung getragen wird. Erfolgt dies nicht, so sind die positiven Wachstumsimpulse von FuE-Aktivitäten ebenfalls nicht identifizierbar.

Zusammenfassend bleibt somit festzuhalten, daß die — um Unterschiede in der räumlichen Größe von Regionen korrigierte — absolute Zahl der Forscher im Verarbeitenden Gewerbe tatsächlich einen signifikant positiven Einfluß auf die Wachstumsraten der realen regionalen Pro-Kopf-Einkommen auszuüben scheint, wie es das wachstumstheoretische Modell von Romer (1990a) nahelegt. Die Geschwindigkeit der Akkumulation von Wissen in einer Region scheint allerdings durch eine starke sektorale Spezialisierung der Forscher verringert zu werden,<sup>122</sup> während sie durch die Forschung an nahen Hochschulen forciert wird.

<sup>122</sup> Diese (empirische) Regel schließt Ausnahmen wie etwa das Silicon Valley in Kalifornien, wo von einer hohen Konzentration von Unternehmen der gleichen Branche erhebliche positive Wachstumseffekte ausgehen, in keiner Weise aus.

Schaubild 7 — Residuen der Regression (3)



Von einer (sektoral) vielfältigen Forschungslandschaft in einer Region, die durch Hochschulforschung komplementiert wird, scheinen also in größerem Umfang Wissensdiffusion und damit höhere Wachstumsimpulse auszugehen als von einer hochspezialisierten, monostrukturierten Forschungslandschaft ohne eine universitäre Ergänzung. Dieses Ergebnis bestätigt anhand westdeutscher Regionen grundsätzlich die Resultate, welche Cheshire und Carbonaro (1996) für europäische Ballungsräume sowie — auf sektoraler Ebene — Glaeser et al. (1992) für US-Ballungsräume, Kelly und Hageman (1996) für US-Bundesstaaten und Büttner (1997) für westdeutsche Landkreise finden.

Das Ergebnis zeigt aber auch, daß die durch die neue Wachstumstheorie beschriebenen Wachstumsdeterminanten allein regionales Wachstum nicht erschöpfend erklären können. Weitere Variable, die den Schätzungen zufolge einen positiven Einfluß auf die regionale Wachstumsdynamik haben, sind Lokalisationsvorteile der industriellen Fertigung (*FERTEXT*), die Hochschulen als Wirtschaftsfaktoren (*UNIB*) und positive Externalitäten der Urbanisierung ( $\ln(\text{BEVD})$ ).

Der positive Einfluß von *FERTEXT* deutet darauf hin, daß die Güterproduktion externen Skalenerträgen unterliegt — unabhängig von der Branchenstruktur. Diese externen Skalenerträge können zum einen aus regionenspezifischen Lokalisationsvorteilen resultieren. Sie können zum anderen aber auch aus den — nicht notwendigerweise regionenspezifischen — positiven (pekuniären) Externalitäten resultieren, die von der Forschung und Entwicklung auf die Produktion ausstrahlen.<sup>123</sup> Dies könnte ein Hinweis auf die in Kapitel B diskutierten Vorteile des interregionalen Zwischenprodukthandels sein, der regionale Wachstumsunterschiede eher einebnert: Da die Forschung und Entwicklung in Deutschland räumlich stark auf Agglomerationen konzentriert ist, während periphere Regionen eher auf die industrielle Fertigung spezialisiert sind, könnte ein Teil der von der Forschung und Entwicklung in Agglomerationen ausgehenden Wachstumsimpulse in peripheren Regionen wirksam werden. Das Ausmaß dieses „Technologietransfers“ und des von ihm ausgehenden Wachstumsimpulses in einer peripheren Region dürfte um so größer sein, je höher die Spezialisierung der Region auf die industrielle Fertigung ist.

Wie der positive Schätzer von  $\ln(\text{BEVD})$  schließlich zeigt, scheinen Vorteile der Urbanisierung nicht unbedeutend zu sein. Da  $\ln(\text{BEVD})$  hoch mit *KFMHQ*

<sup>123</sup> Dem Modell von Romer zufolge ermöglichen diese Externalitäten zunehmende Vorteile der Arbeitsteilung in der Güterproduktion; in anderen Modellen (z.B. Aghion und Howitt 1992) resultieren die Produktivitätssteigerungen aus qualitativen Verbesserungen der eingesetzten Zwischenprodukte.

korreliert ist ( $r=0,71$ ; vgl. Tabelle A5) könnte dies zum Teil auf positive Externalitäten einer Konzentration von hochqualifizierten kaufmännischen Beschäftigten zurückzuführen sein.<sup>124</sup>

Tendenziell wachstumshemmend wirken den Schätzungen zufolge Nachteile der Urbanisierung (*BEVD*) und ein starker Besatz mit Altindustrien, die das gesamtwirtschaftliche regionale Wachstum nicht nur durch die eigene Wachstumsschwäche bremsen, sondern zusätzlich eine Subventionsmentalität begründen oder fördern können, in deren Sog auch andere Wirtschaftszweige an Dynamik und die Region insgesamt an Standortattraktivität verlieren. Keinen signifikanten Einfluß auf das regionale Wachstum kann die vorliegende Untersuchung für Externalitäten der Lokalisierung von Industriebranchen (*BRAEXT*) und den Strukturwandel in der Hafenwirtschaft (*DUMHAFEN*) identifizieren. Interessanterweise kann auch ein positiver Einfluß staatlicher Finanztransfers (*FINAUS*) sowie der regionalpolitisch motivierten Förderung privater Sachkapitalinvestitionen auf das regionale Wachstum in der vorliegenden Untersuchung nicht nachgewiesen werden.

## 2. **Ökonomische Signifikanz: Wieviel Wachstum kann das Wachstumsmodell erklären?**

Auf der Grundlage der statistischen Signifikanz einzelner Parameter kann zwar eine Aussage über den grundsätzlichen Einfluß verschiedener Größen auf das regionale Wachstum getroffen werden. Es ist jedoch nicht möglich, die ökonomische Relevanz der Einflußgrößen zu beurteilen. Es bleibt mithin zu klären, ob das Modell von Romer (1990a) — einschließlich der in der vorliegenden Arbeit vorgenommenen Modifikationen — tatsächlich einen quantitativ bedeutsamen Teil des regionalen Wachstums erklären kann oder ob die — statistisch signifikanten — Zusammenhänge praktisch unbedeutend sind. Die Antwort auf diese Frage hat einen entscheidenden Einfluß auf wirtschaftspolitische Schlußfolgerungen: Sofern das theoretische Modell generell nur einen sehr kleinen Teil des regionalen Wachstums erklären kann, weil beispielsweise selbst eine Verdoppelung der Zahl der Forscher die Wachstumsdynamik nur marginal erhöht, erscheint es kaum gerechtfertigt, in größerem Umfang Ressourcen für eine Technologiepolitik aufzuwenden.

---

<sup>124</sup> Im Rahmen eines F-Tests auf gemeinsame Signifikanz der beiden Variablen wird diese Hypothese nicht abgelehnt.

Um den Umfang der geschätzten Einflüsse der Dichte an Forschern und der Spillover-Variablen zu ermitteln, wird im folgenden untersucht, wie hoch die regionalen Wachstumsraten gewesen wären, wenn sie ausschließlich durch die drei Variablen *FEDICHTE*, *BRANCHSPIL* und *UNISPIL* beeinflusst worden wären. Zunächst wird der gemeinsame Einfluß der drei Variablen auf das Wachstum anhand der im Rahmen der Schätzungen verwandten regionalen Datensätze überprüft. Anschließend werden die Auswirkungen partieller Variationen der drei Variablen im Rahmen einer Simulation analysiert. In beiden Fällen wird die prognostizierte Wachstumsrate des regionalen Pro-Kopf-Einkommens ( $\hat{y}$ ) anhand der Gleichung

$$[C.4] \quad \hat{y}_t = \left[ \hat{\delta} \cdot \text{FEDICHTE}_t + (\hat{\delta}\hat{\alpha}_1) \text{BRANCHSPIL}_t \cdot \text{FEDICHTE}_t + (\hat{\delta}\hat{\alpha}_3) \text{UNISPIL}_t \cdot \text{FEDICHTE}_t \right] \cdot 100$$

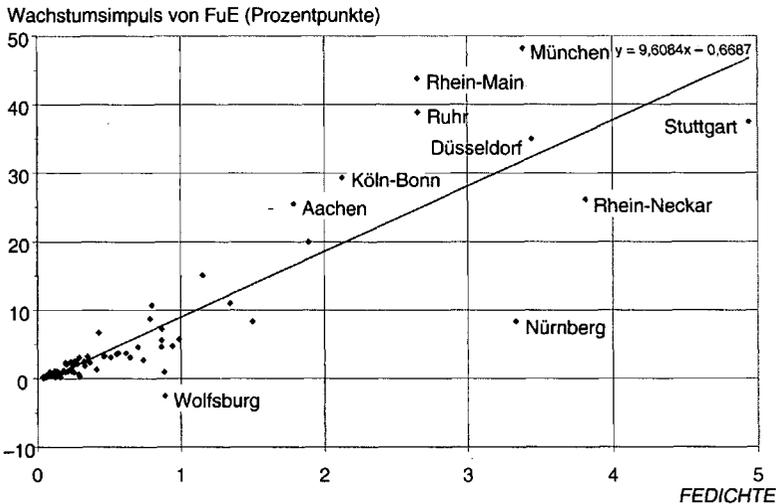
berechnet.<sup>125</sup> Aus (tatsächlichen bzw. hypothetischen) Werten für die drei erklärenden Variablen und den in Schätzung (3) ermittelten Schätzern für die entsprechenden Parameter wird ein Schätzwert für die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens berechnet. Dabei wird angenommen, daß alle anderen Einflußgrößen auf das Wachstum null sind. Grundsätzlich ist zu berücksichtigen, daß sich die Schätzerfehler der Regressionsparameter ( $\hat{\delta}, \hat{\alpha}_i$ ) auf die „prognostizierten“ Wachstumsraten ( $\hat{y}$ ) übertragen. Letztere sind keinesfalls als exakte Punktschätzungen aufzufassen, sondern lediglich als grobe Anhaltspunkte für das Ausmaß des Einflusses der Variablen des theoretischen Modells auf das Wachstum.

Der gemeinsame Einfluß der drei Variablen auf das Wachstum in den 75 Regionen ist in Schaubild 8 dargestellt, wo als Referenzgröße auf der Abszisse die Dichte an Forschern (*FEDICHTE*) gewählt wurde. Es zeigt sich, daß die Regionen mit vergleichsweise hoher Dichte bedeutende Wachstumsimpulse durch Forschung und Entwicklung zu erfahren scheinen. Für München etwa wird ein Wachstumsimpuls von knapp 50 Prozentpunkten geschätzt, was etwa zwei Dritteln des Wachstums der Region insgesamt (rund 70 vH) entspricht; in der Region Rhein-Main beträgt der geschätzte Wachstumsimpuls sogar drei Viertel des tatsächlichen Wachstums.<sup>126</sup> Ein großer Teil der Regionen jedoch erfährt auf-

<sup>125</sup> Das zweite Dach über dem  $y$  zeigt an, daß es sich um einen Schätzer handelt. Zur besseren Interpretierbarkeit werden die geschätzten Wachstumsraten in Prozent ausgewiesen.

<sup>126</sup> Daß die hier vorgenommene Analyse partieller Wachstumsimpulse auf der Grundlage von Schätzergebnissen nur von begrenzter Aussagekraft sein kann, wird am Bei-

Schaubild 8 — Gemeinsamer Wachstumsimpuls der drei Variablen *FEDICHTE*, *BRANCHSPIL* und *UNISPIL* in 75 Regionen 1976–1992<sup>a</sup>



<sup>a</sup>Auf der Grundlage der Ergebnisse von Schätzung (3) berechnet. Zur Berechnung des gemeinsamen Wachstumsimpulses ( $\hat{y}_r$ ) vgl. Gleichung [C.4] sowie die Erläuterungen im Text.

grund der geringen Dichte an Forschern keine nennenswerten Wachstumsimpulse. Für eine Region (Wolfsburg) prognostiziert das Modell sogar einen negativen Zusammenhang zwischen der FuE-Dichte und der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens. Dieses Ergebnis ist allerdings als Ausreißer zu interpretieren. Die in Schaubild 8 eingefügte Gerade kennzeichnet den Trend der prognostizierten Wachstumsrate in Abhängigkeit von *FEDICHTE*. Ihre Steigung (9,6) gibt den durchschnittlichen gemeinsamen Einfluß der Dichte an Forschern und der Spillover-Variablen (*BRANCHSPIL*, *UNISPIL*) auf die Wachstumsdynamik wieder. So ist eine Region beispielsweise mit zwei Forschern je qkm den Schätzergebnissen zufolge innerhalb von 16 Jahren *ceteris paribus* um knapp 10 Prozentpunkte schneller gewachsen als eine Region mit „nur“ einem Forscher je

spiel der Region Ruhr besonders deutlich: Obwohl für diese Region ein Wachstumsimpuls der FuE-Aktivitäten von fast 39 vH geschätzt wird, ist das dortige Pro-Kopf-Einkommen im Zeitraum 1976–1992 tatsächlich nur um 8,6 vH gewachsen. Die Differenz resultiert zum einen aus den (negativen) Einflüssen anderer erklärender Variablen sowie daraus, daß die Schätzfunktion (3) nicht das gesamte Wachstum erklären kann. Zum anderen kann die Differenz aber auch daraus resultieren, daß die für den Durchschnitt aller Regionen geschätzten Zusammenhänge in einzelnen Regionen nicht oder nur eingeschränkt gelten.

qkm.<sup>127</sup> Unter Berücksichtigung der Tatsache, daß die Wachstumsrate der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Querschnitt der 75 Regionen bei rund 35 vH lag, erscheint diese Wachstumsdifferenz als nicht unerheblich. Informationen über den partiellen Einfluß der einzelnen Variablen des theoretischen Modells auf das Wachstum einer Region lassen sich im Rahmen von Simulationen mit Hilfe der geschätzten Parameter und hypothetischer Werte für die drei erklärenden Variablen gewinnen. Zu diesem Zweck werden unter Verwendung von Gleichung [C.4] Wachstumsraten des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens über einen Zeitraum von 16 Jahren für verschiedene hypothetische Werte von *FEDICHTE* (0,5; 0,741; 1; 1,5; 3; 5), *BRANCHSPIL* (0,2; 0,4; 0,6; 0,8) und *UNISPIL* (0; 1 000; 2 000; 5 000; 10 000) berechnet.

Die Ergebnisse der Simulationen (Tabelle 3) deuten zum einen auf einen durchaus spürbaren partiellen Einfluß der Wissensdiffusion von Hochschulen auf die Geschwindigkeit der intraregionalen Wissensakkumulation und damit auf das regionale Wachstum hin. Insbesondere bei sehr hoher Dichte und Diversifikation der industriellen Forscher (*FEDICHTE*=5, *BRANCHSPIL*=0,2) führt eine Aufstockung des wissenschaftlichen Personals an Hochschulen um 1 000 Wissenschaftler (z.B. von 1 000 auf 2 000) den Schätzungen zufolge zu einer merklichen Steigerung der Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens um rund 8 Prozentpunkte in 16 Jahren (78,6 vH auf 86,5 vH); das entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Wachstumsdifferenz von knapp 0,5 Prozentpunkten. Dagegen scheint der Einfluß auf das Wachstum bei einer geringen Dichte an industriellen Forschern kaum spürbar zu sein.

Die Simulationen zeigen zum zweiten sehr deutlich, daß die geschätzten Wachstumsraten sehr sensibel auf die Variation der Branchenkonzentration der Forscher (*BRANCHSPIL*) reagieren. Ist der Anteil der Forscher in den beiden größten Branchen sehr hoch (*BRANCHSPIL*=0,8), so sind den Schätzungen zufolge die Wachstumsimpulse, die von der Wissensdiffusion zwischen Forschern ausgehen, nahezu unbedeutend. Als alternative Ursache für dieses empirische Ergebnis können negative Externalitäten der Lokalisierung, welche die jeweiligen Branchen insgesamt treffen, ausgeschlossen werden; diesen wurde im Rahmen der Regressionen Rechnung getragen. Berücksichtigt wurde ferner die strukturelle Bedeutung von Altindustrien, so daß auch diese die Interpretation nicht beeinträchtigen. Da zudem die Untersuchungen anderer Autoren wie Glaeser et al. (1992) sowie Kelly und Hageman (1996) für US-Ballungsräume

---

<sup>127</sup> Die Wachstumsdifferenz von 10 Prozentpunkten über einen Zeitraum von 16 Jahren entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Wachstumsdifferenz von etwa 0,6 vH.

Tabelle 3 — Geschätzte Wachstumsimpulse<sup>a</sup> der drei Variablen *FEDICHTE*, *BRANCHSPIL* und *UNISPIL* bei unterschiedlichen Werten für die Variablen des theoretischen Modells 1976–1992 (Prozentpunkte)

BRANCHSPIL	UNISPIL					UNISPIL				
	0	1 000	2 000	5 000	10 000	0	1 000	2 000	5 000	10 000
	<i>FEDICHTE</i> =0,5					<i>FEDICHTE</i> =0,741				
0,2	7,06	7,86	8,65	11,03	14,99	10,47	11,64	12,82	16,34	22,21
0,4	4,90	5,69	6,48	8,86	12,82	7,26	8,43	9,60	13,13	19,00
0,6	2,73	3,52	4,31	6,69	10,65	4,04	5,22	6,39	9,91	15,79
0,8	0,56	1,35	2,14	4,52	8,48	0,83	2,00	3,18	6,70	12,57
	<i>FEDICHTE</i> =1					<i>FEDICHTE</i> =1,5				
0,2	14,13	15,71	17,30	22,05	29,98	21,19	23,57	25,95	33,08	44,97
0,4	9,79	11,38	12,96	17,72	25,64	14,69	17,07	19,44	26,58	38,46
0,6	5,45	7,04	8,62	13,38	21,3	8,18	10,56	12,94	20,07	31,96
0,8	1,12	2,70	4,29	9,04	16,97	1,68	4,05	6,43	13,56	25,45
	<i>FEDICHTE</i> =3					<i>FEDICHTE</i> =5				
0,2	42,39	47,14	51,90	66,16	89,94	70,64	78,57	86,49	110,27	149,89
0,4	29,38	34,13	38,89	53,15	76,93	48,96	56,88	64,81	88,58	128,21
0,6	16,36	21,12	25,87	40,14	63,91	27,27	35,20	43,12	66,90	106,52
0,8	3,35	8,11	12,86	27,13	50,90	5,59	13,51	21,44	45,21	84,84

<sup>a</sup>Durch Schätzung (3) (vgl. Tabelle 2) implizierte Veränderungsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens im Zeitraum 1976–1992 ( $\hat{y}_r$ ). Zur Berechnung der Werte vgl. Gleichung [C.4].

bzw. Bundesstaaten und Büttner (1997) für westdeutsche Landkreise zu vergleichbaren Ergebnissen kommen, liegt die Schlußfolgerung nahe, daß von intra-sektoraler Wissensdiffusion im allgemeinen tatsächlich keine nennenswerten positiven Wachstumseffekte ausgehen. Dies schließt nicht aus, daß sich Unternehmen und Forscher in einzelnen Branchen sehr wohl gegenseitig „befruchten“ und damit Wachstumsimpulse aussenden können. Die Beantwortung der Frage, ob und in welchen Branchen dies der Fall sein könnte, muß allerdings zukünftigen empirischen Untersuchungen überlassen bleiben.

Zum dritten schließlich zeigen die Simulationen, daß von interindustrieller Wissensdiffusion erhebliche Wachstumsimpulse auszugehen scheinen, selbst wenn keine Hochschule in der Region ansässig ist (*UNISPIL*=0). So erhöht sich der diesen Spillovers zuzurechnende Wachstumsimpuls bei gleichbleibend hoher Diversifikation der Branchenstruktur (*BRANCHSPIL*=0,2) um rund 14 Prozentpunkte von 7 auf 21 vH, wenn die Dichte an Forschern um eine Einheit (hier: 0,5 auf 1,5) steigt. Dies entspricht einer Wachstumsdifferenz von einem Prozentpunkt pro Jahr. Auch wenn die geschätzte Differenz von 14 Prozentpunkten mit Unsicherheit behaftet ist, die eine Interpretation als Punktschätzung verbietet, ist dieses Ergebnis in seiner Substanz doch durch zahlreiche Kontrollen abge-

sichert. So kann ausgeschlossen werden, daß der hier als Wissensdiffusion zwischen Forschern interpretierte Zusammenhang aus positiven Externalitäten der räumlichen Ballung anderer betrieblicher Funktionen resultiert: Es ist weder die Wissensdiffusion zwischen Kaufleuten oder Werbefachleuten, noch sind es Lokalisationsvorteile der industriellen Produktion oder Distribution. Auch die Wahrscheinlichkeit, daß dieser Zusammenhang überwiegend auf Lokalisations- oder Urbanisierungsvorteilen beruht, die ein großer, ergiebiger Arbeitsmarkt für Forscher mit sich bringt, ist gering. In diesem Fall wären das negative Vorzeichen des geschätzten Parameters von *BRANCHSPIL* und die Insignifikanz des Parameters von *BETRSPIL* unplausibel. Vielmehr wäre zu erwarten, daß die Regressionen gerade für die Branchenkonzentration der Forscher bzw. für hohe durchschnittliche Betriebsgrößen einen positiven Schätzer ausweisen, weil große Branchen und Betriebe besonders stark von dem reichhaltigen Angebot profitieren würden.<sup>128</sup> Es ist mithin davon auszugehen, daß der geschätzte positive, sowohl statistisch als auch ökonomisch signifikante Zusammenhang zwischen der Dichte an Forschern in einer Region und der Wachstumsrate des regionalen Pro-Kopf-Einkommens tatsächlich im Sinne des Modells von Romer (1990a) zu interpretieren ist: Mit zunehmender Dichte an Forschern steigt aufgrund positiver Externalitäten der FuE die Geschwindigkeit der Akkumulation des lokalen öffentlichen Gutes Wissen und damit die Produktivität der Forscher und die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens.

## V. Wissensdiffusion als Ursache der Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen

Nachdem sich die Variablen des theoretischen Modells (*FEDICHTE*, *BRANCHSPIL*, *UNISPI*) nicht nur als statistisch, sondern auch als ökonomisch signifikant erwiesen haben, kann nunmehr der Frage nachgegangen werden, ob Wissensdiffusion — isoliert betrachtet — in bedeutendem Umfang zu einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen beiträgt. Zu diesem Zweck wird untersucht, in welcher Relation der diesen Variablen zurechenbare, partielle

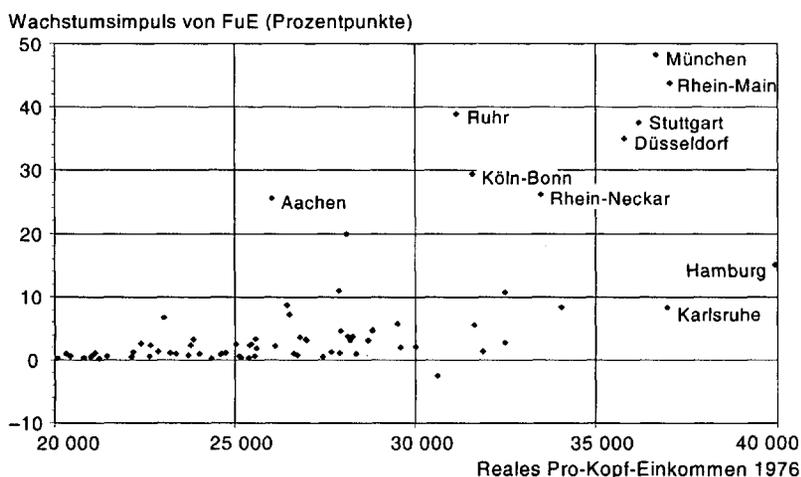
---

<sup>128</sup> Freilich ist eine scharfe Trennung zwischen der Wissensdiffusion und der Reichhaltigkeit des regionalen Arbeitsangebots kaum möglich, weil der Unternehmenswechsel hochqualifizierter Arbeitskräfte immer auch mit einem Wissenstransfer verbunden ist. Abwerbungen sind, wie der Literaturüberblick in Abschnitt C.I.1 gezeigt hat, für Unternehmen eine Möglichkeit, externes Wissen zu akquirieren.

Wachstumsimpuls  $\hat{y}_r$  zum Niveau des realen Pro-Kopf-Einkommens im Anfangsjahr 1976 steht.<sup>129</sup> Steigt der geschätzte Wachstumsimpuls mit zunehmendem Pro-Kopf-Einkommen im Jahr 1976, so wird dies als Anhaltspunkt dafür gewertet, daß die Variablen zur Divergenz beigetragen haben. Besteht dagegen ein negativer Zusammenhang zwischen dem Wachstumsimpuls und dem Pro-Kopf-Einkommen 1976, so wirken die Variablen offenbar eher in Richtung auf eine Konvergenz. Die den drei Variablen zurechenbaren regionenspezifischen Wachstumsimpulse ( $\hat{y}_r$ ) werden wiederum anhand von Gleichung [C.4] berechnet; sie sind identisch mit den an der Ordinate in Schaubild 8 abgetragenen Werten.

Die Ergebnisse zeigen (Schaubild 9), daß der gemeinsame Wachstumsimpuls der drei Variablen des theoretischen Modells (*FEDICHTE*, *BRANCHSPIL*, *UNISPIL*) deutlich in Richtung auf eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Ein-

Schaubild 9 — Wachstumsimpulse von FuE<sup>a</sup> als Ursache für Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in 75 Regionen 1976–1992



<sup>a</sup>Auf der Grundlage der Ergebnisse von Regression (3) (vgl. Tabelle 2) berechneter gemeinsamer Einfluß der Variablen *FEDICHTE*, *BRANCHSPIL* und *UNISPIL* auf die Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens 1976–1992. Zur Berechnung vgl. Gleichung [C.4] sowie die Erläuterungen im Text.

<sup>129</sup> Konsequenterweise müßte den Untersuchungen in diesem Abschnitt der Durchschnitt der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in den Jahren 1976 und 1985 zugrunde gelegt werden, weil auch die erklärenden Variablen als Durchschnitte dieser Jahre definiert sind. Die Verwendung ausschließlich des Jahres 1976 als Basis für die Pro-Kopf-Einkommen hat jedoch, wie Tests gezeigt haben, keinen Einfluß auf die Ergebnisse; sie dient hier lediglich der Vereinfachung.

kommen wirkt: Je höher das regionale Pro-Kopf-Einkommen im Jahr 1976 war, desto höher wird tendenziell der von den Variablen ausgehende Wachstumsimpuls auf das regionale Pro-Kopf-Einkommen geschätzt; der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Größen beträgt  $r=0,65$ . Im Vergleich zu Regionen mit einem niedrigen Pro-Kopf-Einkommen ( $< 30\,000$  DM), die aus FuE-Aktivitäten den Schätzungen zufolge kaum nennenswerte Wachstumsimpulse erfahren haben, scheinen in einigen Regionen mit hohem Pro-Kopf-Einkommen ( $> 30\,000$  DM) von der dort höheren Dichte an Forschern und der höheren Intensität von Wissensdiffusion erhebliche Wachstumsimpulse ausgegangen zu sein. Trotz eines hohen Pro-Kopf-Einkommens nur geringe Wachstumsimpulse ( $< 20$  Prozentpunkte) werden lediglich für die Regionen Hamburg und Karlsruhe geschätzt. Insbesondere Hamburg hat eine — im Vergleich zu anderen Ballungsräumen — geringe Dichte an industriellen Forschern (Bode und Lammers 1994).

## **VI. Fazit**

Die Schätzungen zur Erklärung der Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens in 75 westdeutschen Regionen im Zeitraum 1976–1992 ergeben, daß die erste der aus dem wachstumstheoretischen Modell von Romer (1990a) abgeleiteten Hypothesen nicht abgelehnt wird: Die Zahl bzw. die Dichte an industriellen Forschern erweist sich als eine sowohl statistisch als auch ökonomisch signifikante Determinante des regionalen Wachstums, die in erheblichem Umfang zu einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen beiträgt. Notwendig ist allerdings, regionalen Unterschieden in der Intensität lokaler Wissensdiffusion Rechnung zu tragen. Diese Unterschiede resultieren zum einen insbesondere aus einer — relativ zu intersektoraler Wissensdiffusion — geringen Bedeutung intrasektoraler Wissensdiffusion. Je stärker sich die Forscher in einer Region auf einzelne Industriebranchen konzentrieren, desto schwächer sind tendenziell die wachstumsfördernden Auswirkungen positiver Externalitäten von FuE. Zum anderen resultieren die regionalen Unterschiede aus dem positiven Beitrag von Hochschulen zur Wissensakkumulation und damit zur Steigerung der Produktivität der industriellen Forscher in der Region.

Außerdem wird das Wachstum der regionalen Pro-Kopf-Einkommen den Schätzungen zufolge sowohl durch positive als auch durch negative Externalitäten der Urbanisierung beeinflusst. Obwohl die einzelnen Urbanisierungsvor- und

-nachteile nicht eindeutig zu identifizieren sind, gibt es doch Hinweise darauf, daß die räumliche Konzentration hochqualifizierter kaufmännischer Beschäftigter als Urbanisierungsvorteil bedeutsam ist. Unter den Externalitäten der Lokalisierung erweisen sich insbesondere die Vorteile einer starken Spezialisierung von Regionen auf die industrielle Fertigung und Distribution als wachstumsfördernd. Dies könnte darauf hindeuten, daß der — unter anderem in den theoretischen Modellen von Grossman und Helpman (1991) beschriebene — Handel mit Zwischenprodukten tatsächlich dazu beiträgt, regionale Wachstumsunterschiede trotz funktionaler Spezialisierung von Regionen gemäß ihrer komparativen Vorteile einzuebnen.

Anhaltspunkte für die — durch einige Modelle der neuen Handelstheorie beschriebenen — positiven Externalitäten der Spezialisierung von Regionen auf einzelne Industriebranchen ergeben sich nicht, obwohl die wachstumshemmende Wirkung einer hohen Konzentration strukturschwacher Industriebranchen im Rahmen der Schätzungen explizit „herausgefiltert“ wird. Keinen identifizierbaren Einfluß auf die regionale Wachstumsdynamik hat schließlich die regionale Umverteilung staatlicher Mittel im Rahmen des kommunalen Finanzausgleichs, der als Indikator für die Vielzahl der raumwirksamen staatlichen Aktivitäten einschließlich der Regional-, Struktur-, Technologie-, Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik verwandt wird.

## **D. Konvergieren oder divergieren die regionalen Pro-Kopf-Einkommen?**

Im folgenden wird die zweite der aus dem Modell von Romer (1990a) in Kapitel B abgeleiteten Hypothesen überprüft, derzufolge die regionalen Pro-Kopf-Einkommen divergieren. Diese Hypothese ist im vorangegangenen Kapitel im Rahmen einer Partialanalyse, in der nur die Variablen des modifizierten Romer-Modells berücksichtigt werden, nicht verworfen worden. Offen ist jedoch die Frage, wie sich die Pro-Kopf-Einkommen insgesamt — d.h. im Zusammenspiel aller das regionale Wachstum beeinflussenden ökonomischen Kräfte — entwickelt haben.

In der jüngeren empirischen Konvergenz/Divergenzforschung werden vor allem zwei methodische Ansätze angewandt: (1) die ökonometrische Schätzung von aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleiteten Funktionen, die Konvergenz in einem Länder- oder Regionenquerschnitt zu identifizieren suchen (sogenannte Konvergenzregressionen), und (2) die Schätzung diskreter Markov-Ketten, anhand derer untersucht wird, ob sich die regionalen (oder nationalen) Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf aufeinanderzubewegen oder voneinander entfernen.<sup>130</sup> In der vorliegenden Arbeit wird die Divergenzhypothese mit Hilfe beider Ansätze auf der Grundlage des bereits in Kapitel C verwandten Datensatzes von 75 westdeutschen Regionen für den Zeitraum 1976–1992 empirisch überprüft. Um Fehlinterpretationen zu vermeiden, erscheint es sinnvoll, zuvor kurz auf die verschiedenen begrifflichen Definitionen von „Konvergenz“ einzugehen.

---

<sup>130</sup> Auf einen dritten methodischen Ansatz, mit dem die Entwicklung regionaler Einkommensunterschiede im Zeitablauf durch die Analyse der Zeitreiheneigenschaften untersucht wird, wird in der vorliegenden Arbeit nicht näher eingegangen. Zu den verschiedenen methodischen Ansätzen vgl. Baumol (1986), Gundlach (1993), Bernard und Durlauf (1995), Jones (1995b) sowie Funke und Strulik (1997). Empirische Untersuchungen für US-Bundesstaaten nehmen z.B. Carlino und Mills (1993, 1996a, 1996b) vor. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß die regionalen Einkommensunterschiede zwischen US-Bundesstaaten im 20. Jahrhundert eine Tendenz zur Konvergenz aufweisen. Ein ähnliches Ergebnis erhalten Funke und Strulik (1997) für westdeutsche Bundesländer in der Nachkriegszeit.

## I. Zum Begriff der Konvergenz regionaler Pro-Kopf-Einkommen

„Konvergenz“ wird im Rahmen der eigenen empirischen Untersuchungen in der vorliegenden Arbeit als Annäherung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen an einen gemeinsamen (nationalen) Durchschnitt definiert — unabhängig davon, ob dieser Durchschnitt zugleich ein gemeinsames Steady-State-Gleichgewicht ist. In der Literatur wird diese Definition als „ $\sigma$ -Konvergenz“ bezeichnet (vgl. z.B. Barro und Sala-i-Martin 1995: 383 ff.), wobei  $\sigma$  für die Varianz (bzw. Standardabweichung) der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Regionenquerschnitt steht. „ $\sigma$ -Divergenz“ beschreibt entsprechend die im Zeitablauf zunehmende Entfernung regionaler Pro-Kopf-Einkommen von ihrem gemeinsamen Durchschnitt.

In Abweichung von dieser Definition wird im Rahmen der — aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleiteten — Konvergenzregressionen zumeist „absolute“ oder „bedingte (conditional)  $\beta$ -Konvergenz“ untersucht, wobei  $\beta$  für die Geschwindigkeit der Konvergenz des tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommens gegen sein Steady State steht (Barro und Sala-i-Martin 1995: 383 ff.). „Absolute  $\beta$ -Konvergenz“ beschreibt die Annäherung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen an ein für alle Regionen gemeinsames Steady-State-Niveau, wie es in Schaubild 10 für die hypothetischen Regionen 2 und 3 dargestellt ist, die sich ihrem gemeinsamen Steady-State-Wachstumspfad (b) annähern. „Bedingte  $\beta$ -Konvergenz“ dagegen beschreibt die Annäherung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen an ihr individuelles Steady-State-Niveau, wie es in Schaubild 10 durch die drei Regionen 1, 2 und 3 graphisch dargestellt wird.

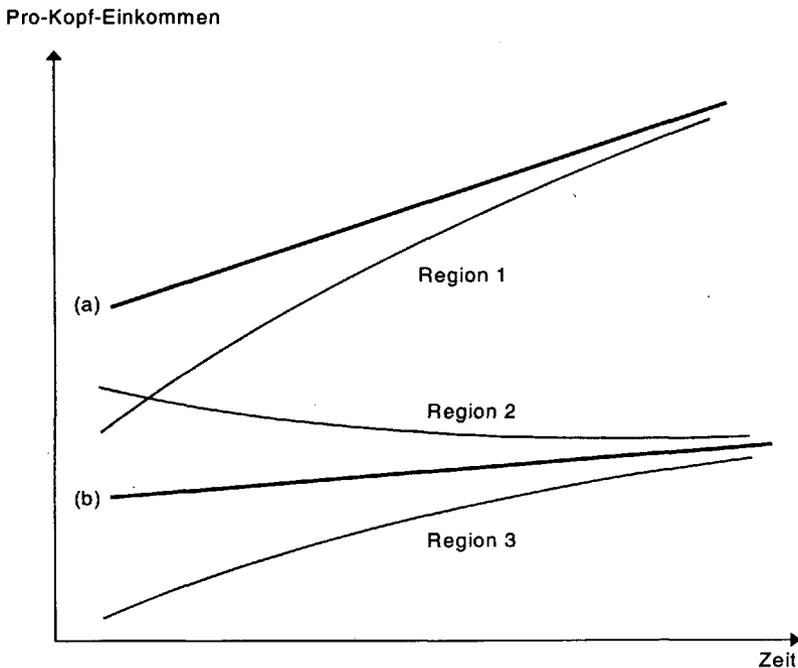
Aufgrund der unterschiedlichen Definitionen von Konvergenz kann es zu Mißverständnissen bei der Interpretation der Ergebnisse empirischer Arbeiten kommen:

- Im Rahmen der empirischen Untersuchungen der absoluten  $\beta$ -Konvergenz wird im allgemeinen nicht näher untersucht, ob die regionalen Steady-State-Wachstumspfade tatsächlich für alle Regionen identisch sind; es wird schlicht angenommen. Es ist also nicht ausgeschlossen, daß eine bedingte  $\beta$ -Divergenz fälschlicherweise als absolute  $\beta$ -Konvergenz fehlinterpretiert wird, weil sich die tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommen aufeinanderzu bewegen, gleichzeitig aber von ihren individuellen Steady-State-Einkommen entfernen.

- Im Rahmen der empirischen Untersuchungen der bedingten  $\beta$ -Konvergenz wird im allgemeinen nicht näher untersucht, ob die regionalen Steady-State-Wachstumspfade sehr nahe beieinander liegen oder ob sie sehr weit voneinander entfernt sind und sich unter Umständen zudem voneinander entfernen, wie in Schaubild 10 durch die Wachstumspfade (a) und (b) dargestellt. Es ist also nicht ausgeschlossen, daß bedingte  $\beta$ -Konvergenz zugleich eine  $\sigma$ -Divergenz impliziert, d.h. eine im Zeitablauf zunehmende Ungleichverteilung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen.

Die beiden Formen von  $\beta$ -Konvergenz sind für die vorliegende Arbeit lediglich insoweit von Bedeutung, als sie bei der Ableitung der herkömmlichen Konvergenzregressionen und der Interpretation der theoretischen Grundlagen und der Ergebnisse der bisherigen empirischen Schätzungen (Abschnitte D.II.1 und D.II.2) zu beachten sind. Für die aus dem Modell der neuen Wachstumstheorie abgeleitete Divergenzhypothese ist hingegen lediglich von Bedeutung, ob sich die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland im Zeitablauf vom gemeinsamen Durchschnitt entfernen ( $\sigma$ -Divergenz).

Schaubild 10 — Arten von Konvergenz



## II. Konvergenzregressionen

### 1. Methodik

Die theoretische Grundlage für die ökonometrische Schätzfunktion der Konvergenzregressionen bilden die aus der neoklassischen Wachstumstheorie für eine geschlossene Volkswirtschaft abgeleiteten Gleichungen für die gleichgewichtigen Wachstumsraten des Pro-Kopf-Konsums und des Pro-Kopf-Kapitalstocks (Sala-i-Martin 1990: 80 ff.; Siebert 1997: 109 f.).<sup>131</sup> Durch eine Taylor-Approximation erster Ordnung der tatsächlichen Wachstumsraten für den Pro-Kopf-Kapitalstock und den Pro-Kopf-Konsum um ihre Steady-State-Gleichgewichte wird die Dynamik der Variablen im Prozeß der Annäherung an das Steady-State-Wachstumsgleichgewicht modelliert. Für einen diskreten Zeitraum  $t$  bis  $t+T$  erhält man für die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens

$$[D.1] \quad (1/T)(\ln y_{r,t+T} - \ln y_{r,t}) = m_r + \left( \frac{1 - e^{-\lambda T}}{T} \right) (\ln y_r^{e*} - \ln y_{r,t}),$$

wobei  $\ln y_r$  für das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen der Region  $r$  ( $r=1, \dots, R$ ),  $\ln y_r^{e*}$  für das logarithmierte „effektive“ Pro-Kopf-Einkommen im Steady State,<sup>132</sup>  $m_r$  für die Rate des arbeitssparenden technischen Fortschritts und  $\lambda$  für den sogenannten Konvergenzparameter steht. Der Konvergenzparameter gibt an, um wieviel Prozent sich die Lücke zwischen dem tatsächlichen ( $\ln y_{r,t}$ ) und dem Pro-Kopf-Einkommen im Steady-State ( $\ln y_r^{e*}$ ) pro Periode ( $t$  bis  $t+1$ ) verringert. Gleichung [D.1] verdeutlicht die neoklassische Konvergenzhypothese: Gilt  $0 < \lambda < 1$ , so konvergiert das Pro-Kopf-Einkommen der Region  $r$  gegen sein Steady-State-Einkommen. Je höher das Steady-State-Einkommen ( $\ln y_r^{e*}$ ) relativ

<sup>131</sup> Im Gegensatz zu Sala-i-Martin unterscheiden Mankiw et al. (1992) zwischen Sach- und Humankapital. Diese Modellerweiterung führt jedoch nicht zu fundamental anderen Ergebnissen. Die folgenden Darstellungen, die lediglich dazu dienen, die Herleitung der Konvergenzregressionen kurz zu skizzieren, beschränken sich der Einfachheit halber auf das von Sala-i-Martin zugrunde gelegte einfache neoklassische Modell mit zwei Produktionsfaktoren, konstanter Sparquote und arbeitssparendem technischem Fortschritt.

<sup>132</sup> „Effektiv“ bedeutet in diesem Zusammenhang: unter Berücksichtigung der Arbeitsproduktivität, d.h. je Arbeitsstunde statt je Arbeiter (=Einwohner). Die Arbeitsproduktivität in Periode  $t$  wird vereinfachend auf 1 normiert. Sie wächst periodisch um die Rate des technischen Fortschritts ( $m$ ).

zum Einkommen in Periode  $t$  ( $\ln y_{rt}$ ) ist und je höher der Konvergenzparameter  $\lambda$  ist, desto schneller wächst die Region bei gegebener Rate des technischen Fortschritts ( $m$ ).<sup>133</sup> Im Steady State entspricht die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens der Rate des technischen Fortschritts. Gilt hingegen  $\lambda = 0$ , so gibt es weder Konvergenz noch Divergenz;  $\lambda < 0$  schließlich impliziert Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen.

Die Schätzung der Funktion [D.1] erfolgt in der Regel auf der Grundlage eines Regionen- oder Länderquerschnitts. Weisen alle Regionen  $r = 1, \dots, R$  das gleiche Steady-State-Wachstumsgleichgewicht auf, gilt also  $\ln y_r^{e*} = \ln y^{e*}$  (absolute  $\beta$ -Konvergenz), so vereinfacht sich [D.1] zu der Schätzfunktion

$$[D.2] \quad (1/T)(\ln y_{rt+T} - \ln y_{rt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{rt} + \varepsilon_{rt+T}$$

mit  $\beta_0 = m + ((1 - e^{-\lambda T})/T) \ln y^{e*}$ ,  $\beta_1 = -(1 - e^{-\lambda T})/T$  und  $\varepsilon_{rt+T}$  als Störterm, für den die üblichen Annahmen der Kleinst-Quadrat-Methode (KQ-Methode) getroffen werden.<sup>134</sup> Ist der Schätzer für  $\beta_1$  in einer linearen KQ-Schätzung signifikant kleiner als null oder der Schätzer für  $\lambda$  in einer nicht-linearen KQ-Schätzung signifikant größer als null, so wird die Konvergenzhypothese nicht verworfen.

Weisen die Regionen unterschiedliche Steady-State-Gleichgewichte auf, so ist  $\ln y_r^{e*}$  eine Variable (bedingte  $\beta$ -Konvergenz). Diese ist zwar selbst nicht beobachtbar, kann jedoch durch ihre Determinanten substituiert werden: die Parameter der Nutzenfunktion, zusammengefaßt in der logarithmierten Sparquote ( $\ln s_r$ ), die Wachstumsrate der Bevölkerung ( $n_r$ ), die Abschreibungsrate für Kapital ( $g_r$ ) und die Rate des technischen Fortschritts ( $m_r$ ). Die Schätzfunktion ergibt sich als

$$[D.3] \quad (1/T)(\ln y_{rt+T} - \ln y_{rt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{rt} + \beta_2 \ln s_r + \beta_3 \ln(n_r + g_r + m_r) + \varepsilon_{rt+T},$$

<sup>133</sup>  $\lambda$ , die (annahmegemäß konstante) periodische Anpassungsgeschwindigkeit des Pro-Kopf-Einkommens an das Steady-State-Einkommen, ist eine — mit der konkreten Spezifikation des Wachstumsmodells variierende — Funktion verschiedener Modellparameter. Im einfachen neoklassischen Wachstumsmodell mit exogener Sparquote ist  $\lambda = (1 - \alpha)(n + g + m)$ , wobei  $\alpha$  die Produktionselastizität des Kapitals,  $n$  die Wachstumsrate der Bevölkerung und  $g$  die Abschreibungsrate für Kapital bezeichnet (Barro und Sala-i-Martin 1995: 81).

<sup>134</sup> Die Rate des technischen Fortschritts ( $m$ ) wird als in allen Regionen gleich hoch angenommen. Dies impliziert, daß sich möglicherweise doch bestehende regionale Unterschiede im Niveau der Arbeitsproduktivität in der Anfangsperiode  $t$  im Residuum niederschlagen (Mankiw et al. 1992: 411).

wobei  $\beta_0=m$  ist.  $\beta_2$  und  $\beta_3$  sind Linearkombinationen von Parametern des theoretischen Modells und des Konvergenzparameters (Mankiw et al. 1992: 423).<sup>135</sup> Anhand dieser Spezifikation wird die Hypothese der bedingten Konvergenz nicht verworfen, wenn wiederum der Schätzer für  $\beta_1$  in einer linearen KQ-Schätzung signifikant kleiner als null oder der Schätzer für  $\lambda$  in einer nicht-linearen KQ-Schätzung signifikant größer als null ist.

Ein Vorzug der Konvergenzregressionen ist, daß die Schätzfunktionen aus einer Theorie abgeleitet werden. Die Schätzergebnisse sind damit grundsätzlich direkt im Sinne des theoretischen Modells interpretierbar, sofern die Annahmen der Schätztheorie erfüllt sind. Allerdings sprechen zahlreiche Gründe gegen die Eignung von Konvergenzregressionen als empirische Tests der neoklassischen Wachstumstheorie, von denen hier nur drei kurz angesprochen werden:<sup>136</sup>

- In bedingten Konvergenzregressionen [D.3] ist der geschätzte Konvergenzparameter  $\lambda$  — entgegen der Annahme der KQ-Methode — nicht über alle Regionen konstant: Wie oben erwähnt wurde, ist  $\lambda$  selbst eine Funktion der Wachstumsrate der Bevölkerung ( $n$ ), der Abschreibungsrate ( $g$ ) und der Rate des technischen Fortschritts ( $m$ ), welche als erklärende Variable in der Schätzfunktion enthalten sind. Die Annahme, daß diese zwischen den Regionen variieren, ist unvereinbar mit der Konstanz von  $\lambda$ , es sei denn, ihre Summe ist zufälligerweise in allen Regionen identisch.
- Ebenfalls für bedingte Konvergenzregressionen zeigen Levine und Renelt (1992) sowie Levine und Zervos (1994) im Rahmen von Sensitivitätstests, daß die Schätzergebnisse sehr stark von der Zusammensetzung des Vektors der das Steady-State-Gleichgewicht erklärenden Variablen abhängen. Für kaum eine der zahlreichen getesteten erklärenden Variablen wird eine robuste, von einer Variation der übrigen erklärenden Variablen unabhängige Erklärungskraft identifiziert.
- Die Schätzungen sowohl der absoluten als auch der bedingten Konvergenz unterliegen schließlich der Kritik, daß die mittels der KQ-Methode geschätzten Konvergenzparameter ( $\hat{\beta}_1$  bzw.  $\hat{\lambda}$ ) die wahren Konvergenzparameter sy-

<sup>135</sup> Schalk und Untiedt (1996) erweitern das Modell dahingehend, daß sie regionale Unterschiede in der technischen Effizienz der Produktion explizit berücksichtigen, so daß für  $\varepsilon_{n+T}$  in Gleichung [D.3] gilt:  $\varepsilon_{n+T} = \beta_4 TE_r + \varepsilon_{n+T}^0$ . Nunmehr werden für  $\varepsilon_{n+T}^0$  die üblichen Annahmen für KQ-Residuen getroffen.

<sup>136</sup> Paqué (1995a) nimmt eine umfassende Würdigung dieser Methode vor. Vgl. auch Bernard und Durlauf (1995: 97 f.), Bode (1996b: 7 ff.), De Long (1988), Friedman (1992), Levine und Renelt (1992), Levine und Zervos (1994), Lichtenberg (1994), Quah (1993a, 1993b, 1996) und Stolpe (1995: 47 ff.).

stematisch unterschätzen, so daß die Schätzergebnisse auch dann auf eine Konvergenz hindeuten können, wenn die Pro-Kopf-Einkommen tatsächlich divergiert sind. Diese Unterschätzung der wahren Parameter resultiert aus der sogenannten „regression towards the mean“, die auch als „Galton’s fallacy“ bezeichnet wird (Quah 1993a: 429; Bode 1996b: 7 ff.). Der Grund für die Unterschätzung liegt darin, daß die geschätzten Konvergenzparameter der empirischen Modelle [D.2] oder [D.3] nicht nur durch ökonomische Faktoren beeinflusst werden, deren Einflußrichtung (Konvergenz, Divergenz oder Stationarität) a priori unbekannt ist, sondern auch durch rein zufallsbedingte Schwankungen der Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf.

Zur Verdeutlichung der „regression towards the mean“ sei eine einfache, aus [D.1] ableitbare Konvergenzregression der Form  $\ln y_{t+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + \varepsilon_{t+T}$  unterstellt, aus der sich  $\hat{\beta}_1 = \text{Cov}(\ln y_t, \ln y_{t+T}) / \text{Var}(\ln y_t)$  als der KQ-Schätzer für  $\beta_1$  errechnet. Vereinfachend sei ferner unterstellt, daß die Varianz der Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf konstant ist ( $\text{Var}(\ln y_t) = \text{Var}(\ln y_{t+T})$ ). Aus dieser Annahme folgt wegen der Cauchy-Schwartz-Ungleichung  $\hat{\beta}_1 \leq 1$ ;<sup>137</sup> eine Divergenz der Pro-Kopf-Einkommen ist ausgeschlossen.  $\hat{\beta}_1 = 1$  ergibt sich in diesem Fall nur dann, wenn die Kovarianz der Pro-Kopf-Einkommen zwischen Anfangs- und Endjahr maximal ist, wenn also *alle* Regionen in *beiden* Jahren ( $t$  und  $t+T$ ) ein identisches Pro-Kopf-Einkommen haben ( $\ln y_t = \ln y_{t+T} \forall r$ ). Jede Veränderung der regionalen Einkommensstruktur (bei nach wie vor im Zeitablauf konstanter Varianz) führt dagegen zu einer niedrigeren Kovarianz und damit zu  $\hat{\beta}_1 < 1$  (Quah 1993a). Dies gilt auch dann, wenn keine Konvergenz im ökonomischen Sinne vorliegt, wenn also beispielsweise zwei „reiche“ Regionen lediglich ihre Plätze in der Einkommensskala getauscht haben, eine Region also scheinbar „konvergiert“ und eine andere in gleichem Umfang „divergiert“ ist.

Solche Schwankungen der Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf resultieren schon allein aus unvermeidlichen, rein zufallsbedingten Prozessen: Eine Region, die in einer Periode ein — aus ökonomischer Sicht — unerklärlich hohes Pro-Kopf-Einkommen hat, weil sie zuvor zufälligerweise schneller gewachsen ist als ökonomisch zu erwarten war, wird ihr (relatives) Einkommensniveau mit hoher

<sup>137</sup> Die Cauchy-Schwartz-Ungleichung besagt, daß die Kovarianz zwischen zwei bivariat normalverteilten Zufallsvariablen ( $\ln y_t$ ) und ( $\ln y_{t+T}$ ) nicht größer als das geometrische Mittel ihrer Varianzen ( $\text{Cov}(\ln y_t, \ln y_{t+T}) \leq [\text{Var}(\ln y_t) \text{Var}(\ln y_{t+T})]^{1/2}$ ) sein kann (Quah 1993a: 432; Maddala 1992: 104 ff.).

Wahrscheinlichkeit nicht halten können, weil sehr unwahrscheinlich ist, daß sich dieser Zufall wiederholt.<sup>138</sup>

Ähnliches gilt für den Fall einer im Zeitablauf steigenden Varianz der Pro-Kopf-Einkommen. Zwar kann der Schätzer  $\hat{\beta}_1$  in diesem Fall durchaus Werte größer als eins annehmen. Doch auch hier führen Zufallsschwankungen der Pro-Kopf-Einkommen zu einer tendenziellen Verringerung der Kovarianz und damit zu einer Unterschätzung des wahren Konvergenzparameters.

Das Ausmaß der Unterschätzung des wahren Konvergenzparameters durch den KQ-Schätzer ist unbekannt, weil keine Informationen über die Größe der Zufallseinflüsse vorliegen. Theoretisch läßt sich das Ausmaß der Unterschätzung bestimmen, indem unterschieden wird zwischen den beobachtbaren, durch Zufallseinflüsse verzerrten Pro-Kopf-Einkommen ( $\ln y_{rt}$ ,  $\ln y_{rt+T}$ ) und den unverzerrten Einkommen ( $\ln \tilde{y}_{rt}$ ,  $\ln \tilde{y}_{rt+T}$ ). Die stochastischen Einflüsse, aus denen die Unterschätzung resultiert, seien durch die Störterme  $\varepsilon_{rt}$  und  $\varepsilon_{rt+T}$  beschrieben, für die angenommen wird, daß sie unabhängig voneinander sind, einen Erwartungswert von null und eine zu einem gegebenen Zeitpunkt in allen Regionen gleich hohe Varianz haben. Ferner wird unterstellt, daß sie unabhängig von den jeweiligen ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen ( $\ln \tilde{y}_{rt}$  und  $\ln \tilde{y}_{rt+T}$ ) sind. Die beobachtbaren Pro-Kopf-Einkommen  $\ln y_{rt}$  und  $\ln y_{rt+T}$  ergeben sich dann als Summe der ökonomischen und der stochastischen Einflüsse:<sup>139</sup>

$$\ln y_{rt} = \ln \tilde{y}_{rt} + \varepsilon_{rt} ,$$

$$\ln y_{rt+T} = \ln \tilde{y}_{rt+T} + \varepsilon_{rt+T} .$$

Werden diese Gleichungen nach  $\ln \tilde{y}_{rt}$  und  $\ln \tilde{y}_{rt+T}$  aufgelöst und in das ökonomische Modell [D.1] eingesetzt, so ist

$$[D.4] \quad \ln y_{rt+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{rt} + (\varepsilon_{rt+T} - \beta_1 \varepsilon_{rt}) ,$$

mit  $\beta_0 = Tm + (1 - e^{-\lambda T}) \ln y_t^*$  und  $\beta_1 = e^{-\lambda T}$ . Da das beobachtbare Pro-Kopf-Einkommen ( $\ln y_{rt}$ ) mit dem Residuum  $\varepsilon_{rt}$  korreliert ist, ist der KQ-Schätzer für  $\beta_1$  ( $\hat{\beta}_1$ ) verzerrt und inkonsistent. Er errechnet sich als (vgl. Anhang VI)

<sup>138</sup> Zu unterstellen ist dabei, daß die Zufallsschwankungen normalverteilt sind mit Mittelwert null und im Zeitablauf konstanter, für alle Regionen gleich hoher Varianz.

<sup>139</sup> Vereinfachend wird ein additiver Zusammenhang zwischen den logarithmierten ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen und den Störtermen unterstellt. De Long (1988: 1143 ff.) verwendet ein ähnliches Verfahren, um Verzerrungen der Daten durch Meßfehler bei der Ermittlung der regionalen Bruttowertschöpfung und der Bevölkerung zu berücksichtigen. Derartige Meßfehler sind auch in den hier verwandten Daten enthalten. Es wird jedoch angenommen, daß die Meßfehler im Zeitablauf nicht korreliert sind. Zur theoretischen Ableitung vgl. Johnston und DiNardo (1997: 153 f.).

$$[D.5] \quad \hat{\beta}_1 = \beta_1 \left( \frac{\text{Var}(\ln \tilde{y}_{rt})}{\text{Var}(\ln \tilde{y}_{rt}) + \text{Var}(\varepsilon_{rt})} \right),$$

wobei  $\beta_1$  der Parameter des ökonomischen Modells [D.4] ist.  $\hat{\beta}_1$  ist nur dann ein unverzerrter Schätzer für  $\beta_1$ , wenn es in der Anfangsperiode des Untersuchungszeitraums keine zufallsbedingten Einflüsse auf das Pro-Kopf-Einkommen gab ( $\text{Var}(\varepsilon_{rt})=0$ ). Ist jedoch  $\text{Var}(\varepsilon_{rt})>0$ , so wird das tatsächliche Ausmaß der Konvergenz durch den KQ-Schätzer  $\hat{\beta}_1$  systematisch überschätzt bzw. das Ausmaß der Divergenz systematisch unterschätzt. Bei schwacher Divergenz kann es sogar vorkommen, daß  $\hat{\beta}_1$  auf eine schwache Konvergenz hindeutet.

Eine eindeutige Antwort auf die grundsätzliche Frage von Konvergenz oder Divergenz kann mithin nur dann gegeben werden, wenn die Konvergenzregression einen Schätzer  $\hat{\beta}_1 > 1$  ergibt. Bei einem Schätzer  $\hat{\beta}_1 < 1$  hingegen ist ungewiß, ob eine ökonomisch bedingte Konvergenz vorliegt oder ob eine ökonomisch bedingte Divergenz oder eine Stationarität in der regionalen Einkommensstruktur durch Zufallseinflüsse überlagert wird.

Die „Väter“ der Konvergenzregressionen, Barro und Sala-i-Martin, scheinen die Kritik der geringen Vertrauenswürdigkeit der Konvergenzregressionen durchaus anzuerkennen (Sala-i-Martin 1994: 745; Barro und Sala-i-Martin 1995: 32). Sie ziehen sich auf den — auch in der vorliegenden Arbeit im Vordergrund stehenden — Standpunkt zurück, daß es ihnen letztlich nur auf die grundsätzliche Frage ankommt, ob überhaupt Konvergenz im Sinne von  $\sigma$ -Konvergenz beobachtbar ist, ob also eine Annäherung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen an den gemeinsamen Durchschnitt im Zeitablauf feststellbar ist — unabhängig von deren ökonomischen Ursachen und insbesondere unabhängig von der neoklassischen Annahme einer abnehmenden Grenzproduktivität des Kapitals.

## 2. Ergebnisse bisheriger Untersuchungen auf regionaler Ebene

Die Ergebnisse der Vielzahl der in den vergangenen Jahren auf regionaler Ebene vorgenommenen Konvergenzregressionen sind leicht zusammenzufassen: Die Konvergenzgeschwindigkeit, d.h., die Geschwindigkeit, mit der sich die aktuellen Pro-Kopf-Einkommen von Regionen ihren jeweiligen Steady-State-Niveaus annähern, wird zumeist auf rund 2 vH pro Jahr geschätzt ( $\hat{\lambda} = 0,02$ ).<sup>140</sup> Dieses zeitweilig schon fast zu einem „empirischen Gesetz der Ökonomie“ hochstili-

<sup>140</sup> Ältere Untersuchungen mit ähnlichen Ergebnissen finden sich bei Borts und Stein (1964), Smith (1974; 1975) und Mieszkowski (1979).

sierte Ergebnis bestätigen auf regionaler Ebene unter der Annahme absoluter Konvergenz Barro und Sala-i-Martin (1995: 388 ff.) für US-Bundesstaaten, japanische Präfekturen und Regionen in der EU, Neven und Gouyette (1995) sowie Thomas (1995, 1997) ebenfalls für europäische Regionen und Cashin (1995) für ehemalige Kolonien Großbritanniens im Pazifik. Eine ähnlich hohe Konvergenzgeschwindigkeit finden unter der Annahme bedingter Konvergenz Crihfield et al. (1995) für US-Bundesstaaten, Crihfield und Panggabean (1995) für US-Ballungsräume und Di Liberto (1994) für italienische Regionen. Auch Seitz (1995), der eine bedingte Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen westdeutscher Landkreise untersucht, kommt zu einem ähnlichen Ergebnis.<sup>141</sup> Herz und Röger (1995) schätzen für Raumordnungsregionen in Deutschland eine etwas höhere Konvergenzgeschwindigkeit von 4 vH.

In Abweichung von diesem „empirischen Gesetz der Ökonomie“ finden Schalk und Untiedt (1996) auf der Grundlage deutscher Raumordnungsregionen eine Konvergenzgeschwindigkeit von bis zu 12 vH pro Jahr, und Funke und Strulik (1997), die einen Ansatz von Canova und Marcet (1995) auf die deutschen Bundesländer anwenden, erhalten sogar Konvergenzgeschwindigkeiten von bis zu 18 vH in einzelnen Bundesländern. Beide Untersuchungen unterstellen — ebenso wie Seitz, Herz und Röger — bedingte  $\beta$ -Konvergenz.

Auch für Regionen außerhalb Deutschlands finden sich zahlreiche, vom „empirischen Gesetz der Ökonomie“ abweichende Schätzergebnisse: So können Glaeser et al. (1995) keinen signifikanten Einfluß des Pro-Kopf-Einkommensniveaus in US-Agglomerationen auf das Wachstum in nachfolgenden Perioden identifizieren. Neven und Gouyette (1995) kommen zu dem Ergebnis, daß südeuropäische Regionen innerhalb der EU zwar in der ersten, nicht aber in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre gegen ihr Steady State konvergierten, während es bei den nordeuropäischen Regionen genau umgekehrt war. Cheshire und Carbonaro (1996) zeigen für europäische Verdichtungsräume (functional urban regions — FURs), daß der Konvergenzparameter insignifikant wird, wenn die Schätzfunktion um die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in den gering verdichteten Regionen (jeweiliger Staat ohne die Verdichtungsräume) als erklärende Variable ergänzt wird. Canova und Marcet (1995) schließlich finden für 144 europäische Regionen sehr stark variierende Konvergenzgeschwindigkeiten, die von etwa -20 vH bis zu 75 vH pro Jahr reichen.

<sup>141</sup> Zu vergleichbaren Ergebnissen kommen auch Konvergenzregressionen auf internationaler Ebene. Stellvertretend für die zahllosen Veröffentlichungen sei hierzu auf Barro und Sala-i-Martin (1995: 414 ff.) sowie Mankiw et al. (1992) verwiesen. Einen Überblick gibt de la Fuente (1997).

Auf den von Funke und Strulik (1997) in Anlehnung an Canova und Marcet (1995) verwendeten Ansatz wird im folgenden näher eingegangen, weil dieser eine methodische Innovation im Rahmen der Konvergenzregressionen darstellt, mit der den zahlreichen methodischen Einwänden gegen das Standardmodell entgegengetreten werden soll. Canova und Marcet (1995) wenden ein kombiniertes Fixed- und Random-Effects-(Coefficient-)Modell<sup>142</sup> auf einen gepoolten Datensatz an, um mögliche Unterschiede zwischen den regionalen Steady-State-Wachstumsgleichgewichten zu quantifizieren, ohne die Determinanten dieser Unterschiede explizit zu identifizieren. Darüber hinaus versuchen sie, mögliche Unterschiede in den regionalen Konvergenzgeschwindigkeiten zu berücksichtigen.<sup>143</sup> Hierzu müssen sie neben Querschnittsinformationen auch Zeitreiheninformationen nutzen: Die Schätzungen basieren auf einem gepoolten Datensatz, wobei die Beobachtungen für 144 europäische Regionen (NUTS 2 Ebene)<sup>144</sup> über den Zeitraum 1980–1992 zu insgesamt 1 728 Beobachtungen zusammengefaßt werden. Die Integration von Zeitreiheninformationen in den Regionenquerschnitt bringt zunächst einmal ein zusätzliches Problem mit sich: Die Schätzergebnisse könnten durch globale konjunkturelle Schwankungen oder globale Schocks verzerrt werden. Um diese auszuschließen, werden — analog zu Fixed-Effects-Modellen (Davidson und MacKinnon 1993: 322 f.; Balestra 1992) — die regionalen Pro-Kopf-Einkommen durch Division mit dem ungewogenen Durchschnitt der Pro-Kopf-Einkommen über alle Regionen in den einzelnen Jahren normiert. Die daraus resultierenden (logarithmierten) relativen Pro-Kopf-Einkommen  $\ln \bar{y}_{it} = \ln y_{it} - (1/R) \sum_r \ln y_{rt}$  sind im Mittel über alle Regionen in jedem Jahr null.<sup>145</sup> Zudem wird — analog zu Random-Effects-Modellen (Hsiao 1992)

<sup>142</sup> Zur Methodik vgl. Mátyás und Sevestre (1992) und dort insbesondere Hsiao (1992).

<sup>143</sup> Wie oben gezeigt wurde, hängt der Konvergenzparameter  $\lambda$  in Schätzungen der bedingten Konvergenz selbst von einigen der Determinanten des Steady State ab, so von der Sparquote, der Wachstumsrate der Bevölkerung, der Abschreibungsrate und der Produktionselastizität des Kapitals. Es ist also nur folgerichtig, regional variierende Konvergenzgeschwindigkeiten zuzulassen, wenn regionale Unterschiede in den Steady States zugelassen werden.

<sup>144</sup> Diese regionale Untergliederung entspricht in Deutschland der Ebene der Bundesländer.

<sup>145</sup> Die Normierung der Pro-Kopf-Einkommen ist möglich, wenn angenommen wird, daß der regionenspezifische Konvergenzparameter  $\lambda_r$  nicht mit einer der erklärenden Variablen  $(\ln \bar{y}_r^*, \ln \bar{y}_{rt})$ , korreliert ist. Theoretisch läßt sich diese Annahme für die Grundgesamtheit rechtfertigen. Jedoch deuten die Schätzergebnisse für die regionalen Konvergenzparameter und die geschätzten regionalen Steady-State-Einkommen bei Canova und Marcet (1995: 15 ff., Figure 2) darauf hin, daß diese Annahme für

— angenommen, daß die beiden zu schätzenden Parameter in der Regressionsfunktion [D.2] ( $\beta_0, \beta_1$ ) zwar im Zeitablauf konstant sind, zwischen Regionen aber variieren können:  $\beta_0$  soll regionale Unterschiede in den Steady-State-Einkommen ( $\ln \bar{y}_r^*$ ) und den Raten des technischen Fortschritts ( $\bar{m}_r$ ) widerspiegeln,  $\beta_1$  regionale Unterschiede in den Konvergenzgeschwindigkeiten. Gleichung [D.2] schreibt sich in diesem Fall

$$[D.6] \quad \ln \bar{y}_{rt+1} = \beta_{0r} + \beta_{1r} \ln \bar{y}_{rt} + \varepsilon_{rt+1} = [\bar{m}_r + (1 - e^{-\lambda_r}) \ln \bar{y}_r^*] + (e^{-\lambda_r}) \ln \bar{y}_{rt} + \varepsilon_{rt+1}, \\ r = 1, \dots, R, t = 0, \dots, T-1.^{146}$$

Das Modell [D.6] erlaubt zwar die bestmögliche Anpassung der Parameter an die Daten, hat aber mit Ausnahme der Residuen kein die Daten auf regionale Gemeinsamkeiten „disziplinierendes“ Element mehr, wenn die Parameter ( $\beta_{0r}, \beta_{1r}$ ) frei bestimmbar sind. Um die Parameter zu „disziplinieren“, wird eine Bayes-Schätzung unter den Restriktionen

$$(\beta_{0r} - \beta_{0s}) \sim NV(0, \sigma_{\beta_0}^2) \quad \forall r, s \in R,$$

$$(\beta_{1r} - \beta_{1s}) \sim NV(0, \sigma_{\beta_1}^2) \quad \forall r, s \in R$$

vorgenommen (Hsiao 1992: 80 ff.). Diese Restriktionen besagen, daß die Unterschiede in den Steady-State-Gleichgewichten und den Konvergenzparametern zwischen allen ( $R \times R$ ) Paaren von Regionen normalverteilt sind, einen Mittelwert von null und eine konstante, endliche Varianz haben.<sup>147</sup> Damit wird weder das Niveau der Parameter  $\beta_0$  und  $\beta_1$  restringiert, noch wird eine bindende Restriktion für einzelne Regionenpaare eingeführt. Es ist lediglich notwendig, die beiden Varianzen ( $\sigma^2$ ) zu bestimmen, um die Streuung der regionenspezifischen Parameter zu begrenzen. Da weder die Theorie noch die Intuition oder bisherige

---

die von ihnen verwandte Stichprobe nicht erfüllt ist. Deutlicher wird die Korrelation bei Funke und Strulik (1997: 10): Der Korrelationskoeffizient für die 11 geschätzten Wertepaare ist  $-0,5$ .

<sup>146</sup>  $\beta_1 = e^{-\lambda}$  in [D.6] entspricht genau genommen  $(1+\beta_1) = 1-(1-e^{-\lambda})$  in [D.2]. Zur Vereinfachung der Darstellung wird dieser Unterschied in der Notation (nicht aber in der Interpretation) ignoriert.

<sup>147</sup> Sind die Varianzen null, so sind die Parameter in allen Regionen gleich; das Modell ist identisch mit dem Standardansatz [D.2]. Sind die Varianzen unendlich, so gibt es keine Zusammenhänge zwischen Regionen in den regionalen Steady-State-Einkommen und den regionalen Konvergenzparametern; die Ergebnisse der gepoolten Schätzung sind in diesem Fall identisch mit den Ergebnissen von separaten Schätzungen für jede einzelne Region.

Untersuchungen verlässliche A-priori-Informationen über die Höhe der Varianzen liefern, werden diese durch Ausprobieren bestimmt. Dabei stellt sich bei Canova und Marcet (1995: 32) heraus, daß — gemessen am Likelihoodwert der Schätzung — Werte für die Varianzen von jeweils eins die besten Schätzergebnisse erzeugen. Es werden folglich recht hohe Unterschiede zwischen den regionalen Steady-State-Einkommen und zwischen den regionalen Konvergenzgeschwindigkeiten zugelassen, gemessen daran,

- daß der Schätzer  $\hat{\beta}_{0r}$  als Absolutglied die gleiche Dimension hat wie die zu erklärende Variable (logarithmiertes relatives reales Pro-Kopf-Einkommen), die im Mittel über alle Regionen null ist, und
- daß der Schätzer  $\hat{\beta}_{1r} = e^{-\lambda r}$  den Wert eins annimmt, wenn weder Konvergenz noch Divergenz vorliegt.

Die große Freiheit der Parameter aufgrund der hohen Varianzen schlägt sich auch in den Schätzergebnissen nieder: Die geschätzten regionalen Konvergenzgeschwindigkeiten in den 144 von Canova und Marcet untersuchten Regionen reichen von etwa  $-20$  vH bis zu  $75$  vH pro Jahr (Canova und Marcet 1995: Figure 2); der Mittelwert über alle Regionen liegt bei knapp  $18$  vH, also deutlich höher als die mit Hilfe der Standardansätze geschätzten  $2$  vH. Auch die Steady States ( $\hat{\beta}_{0r}$ ) scheinen erheblich zwischen den Regionen zu variieren: Canova und Marcet (1995: 33) zeigen, daß die Hypothese der absoluten Konvergenz abgelehnt wird; sie finden tatsächlich signifikante Unterschiede in den Niveaus der regionalen Steady-State-Einkommen.

Es gibt allerdings Anhaltspunkte dafür, daß die von Canova und Marcet verwandte Methode zur Schätzung regionaler Unterschiede in den Steady-State-Einkommen und den Konvergenzgeschwindigkeiten einige schwerwiegende Mängel aufweist, die die Verlässlichkeit der Schätzergebnisse in Frage stellt:<sup>148</sup>

- (i) Die Vernachlässigung regionaler Unterschiede in der Rate des technischen Fortschritts, die sich nicht zuletzt in den in Kapitel C durchgeführten Schätzungen als beachtlich erwiesen haben, kann zu Verzerrungen der Schätzer  $\hat{\beta}_{0r}$  und damit der geschätzten Steady-State-Werte führen.

---

<sup>148</sup> Die folgenden Ausführungen beziehen sich überwiegend auf die Untersuchung von Funke und Strulik (1997), in der die Schätzergebnisse weitaus detaillierter dokumentiert werden als bei Canova und Marcet (1995). Da beide Arbeiten jedoch zu sehr ähnlichen Ergebnissen kommen, dürfte die Kritik auch auf Canova und Marcet zutreffen.

- (ii) Die zusätzlichen Informationen über die Konvergenzgeschwindigkeit, die die Verwendung von Zeitreihen mit sich bringt, können vornehmlich konjunkturellen Ursprungs sein, so daß der Schätzer  $\hat{\beta}_{1r}$  nicht nur die längerfristige Konvergenz gegen das Steady State infolge einer abnehmenden Grenzproduktivität des Kapitals widerspiegelt, sondern auch oder sogar überwiegend die regionenspezifische, kurzfristige Konvergenz der aktuellen, konjunkturell „verzerrten“ Pro-Kopf-Einkommen gegen ein konjunkturneutrales Niveau.
- (iii) Hinzu kommt, daß die Schätzergebnisse durch die „regression towards the mean“ verzerrt sein können.

Zu (i): Die geschätzten Steady-State-Einkommen ( $\hat{y}_r^*$ ) werden aus [D.6] unter der Annahme ( $t \rightarrow \infty$ ) als

$$[D.7] \quad \ln \hat{y}_r^* = \frac{\hat{\beta}_{0r}}{(1 - \hat{\beta}_{1r})} = \frac{\bar{m}_r + (1 - e^{-\hat{\lambda}_r}) \ln \bar{y}_r^*}{1 - e^{-\hat{\lambda}_r}}$$

berechnet (Canova und Marcet 1995: 13). Gleichung [D.7] verdeutlicht, daß das geschätzte Steady-State-Einkommen ( $\ln \hat{y}_r^*$ ) nur dann mit dem tatsächlichen ( $\ln \bar{y}_r^*$ ) übereinstimmt, wenn die Rate des technischen Fortschritts in allen Regionen als gleich hoch angenommen wird ( $\bar{m}_r = 0$ ). Andernfalls wird das tatsächliche Steady-State-Einkommen in Regionen mit überdurchschnittlich hoher Rate des technischen Fortschritts unterschätzt, während es in innovationsschwachen Regionen überschätzt wird.

Überraschend ist in diesem Zusammenhang, daß das geschätzte Niveau der regionalen Steady-State-Einkommen ( $\ln \hat{y}_r^*$ ) positiv mit dem Niveau der tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommen in der Anfangsperiode ( $\ln \bar{y}_r$ ;  $t=1980$  bei Canova und Marcet) korreliert ist.<sup>149</sup> Canova und Marcet ziehen daraus den Schluß, daß reiche Regionen reich und arme Regionen arm bleiben. Eine alternative, die Verlässlichkeit der Schätzergebnisse grundsätzlich in Frage stellende Schlußfolgerung könnte aber auch lauten: In dem Maße, wie sich das Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf verändert, verändert sich auch das geschätzte Steady-State-Einkommen. Würden beispielsweise für eine gegebene Stichprobe von Regionen zwei Regressionen für zwei aufeinanderfolgende Zeiträume (z.B. 1970–1980

<sup>149</sup> Zum gleichen Resultat kommen Funke und Strulik (1997): Eine Einfachregression der dort dokumentierten Schätzergebnisse für die regionalen Steady-State-Einkommen auf das Pro-Kopf-Einkommen in der Anfangsperiode 1970 ( $\ln \bar{y}_{r,70}$ ) ergibt:

$$\ln \hat{y}_r^* = 0,18 + 0,038 (\ln \bar{y}_{r,70}), R^2 = 0,48.$$

Beide Parameter sind signifikant größer als null.

und 1980–1990) vorgenommen und hätten einige Regionen ihre relative Einkommensposition während des ersten Zeitraums deutlich verbessert, so daß sie im zweiten Zeitraum ein deutlich höheres relatives Anfangseinkommen ( $\ln \bar{y}_{r,1980}$ ) aufweisen als im ersten Zeitraum ( $\ln \bar{y}_{r,1970}$ ), so legen die Ergebnisse von Canova und Marcet den Schluß nahe, daß diese Regionen im zweiten Zeitraum ein höheres Steady-State-Einkommen haben als im ersten.<sup>150</sup> Dies ist jedoch mit der neoklassischen Wachstumstheorie unvereinbar, derzufolge das effektive Steady-State-Einkommen ( $\ln y^*$ ) im Zeitablauf definitionsgemäß konstant und unabhängig vom tatsächlichen Einkommen in einzelnen Perioden ist. Der Widerspruch zwischen Theorie und Schätzergebnissen könnte seine Ursache unter anderem darin haben, daß die Raten des technischen Fortschritts regional unterschiedlich hoch sind.

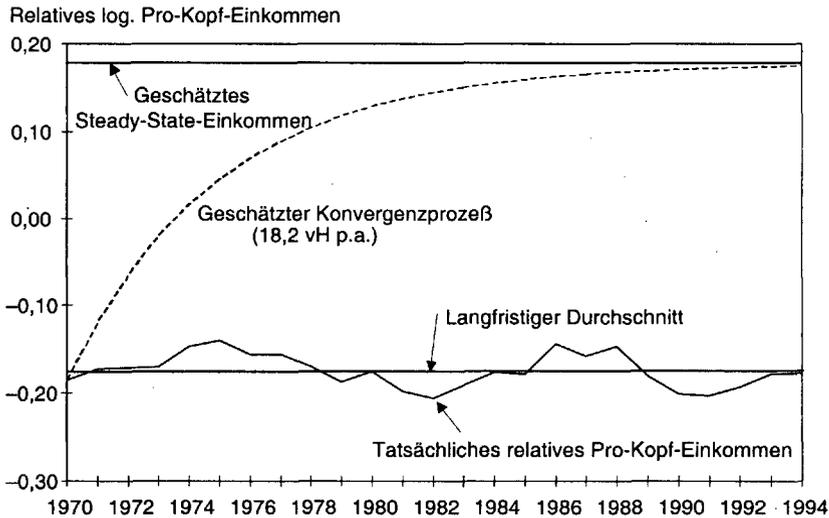
Zu (ii): Erstaunlicherweise führen Schätzungen auf der Grundlage gepoolter Datensätze regelmäßig zu höheren geschätzten Konvergenzgeschwindigkeiten als Schätzungen auf der Grundlage reiner (Regionen- oder Länder-)Querschnitte.<sup>151</sup> Dies könnte zum einen daran liegen, daß die reinen Querschnittsschätzungen die Konvergenzgeschwindigkeit aufgrund eines Informationsmangels unterschätzen, der daraus resultiert, daß die Zeitreiheninformation nicht genutzt wird. Zum anderen könnte es aber auch daran liegen, daß die Zeitreihen Informationen enthalten, die als Konvergenz mißinterpretiert werden. So könnten Unterschiede in den regionalen Konjunkturschwankungen oder systematische kurzfristige Einkommensschwankungen anderen Ursprungs die geschätzten Konvergenzgeschwindigkeiten verzerren. Ein Blick auf den von Funke und Strulik (1997) geschätzten Konvergenzprozeß gegen das geschätzte Steady-State-Einkommen zeigt, daß ersteres wenig wahrscheinlich ist. Schaubild 11 gibt die Schätzergebnisse von Funke und Strulik (1997) beispielhaft für Schleswig-Holstein wieder.<sup>152</sup> Es wird deutlich, daß die geschätzte Konvergenzgeschwindigkeit von

<sup>150</sup> Hessen oder Bayern beispielsweise, die in den siebziger und achtziger Jahren weitaus höhere Wachstumsraten des realen Pro-Kopf-Einkommens verzeichneten als die übrigen acht westdeutschen Bundesländer und damit ihre relative Position innerhalb Deutschlands deutlich verbessert haben (vgl. z.B. Lammers 1994: 181 ff.), könnten den Schätzungen zufolge kein konstantes Steady-State-Pro-Kopf-Einkommen gehabt haben; es müßte gestiegen sein. Demgegenüber müßte das Steady-State-Einkommen von Nordrhein-Westfalen deutlich gesunken sein.

<sup>151</sup> Dies gilt nicht nur für Canova und Marcet sowie Funke und Strulik, sondern auch für andere Arbeiten wie Evans (1997), der durchschnittliche Konvergenzgeschwindigkeiten für US-Staaten von 15,5 vH pro Jahr schätzt.

<sup>152</sup> Die dicke, durchgezogene Linie gibt die tatsächlichen Beobachtungen für die relativen (logarithmierten realen) Pro-Kopf-Einkommen Schleswig-Holsteins wieder, wel-

Schaubild 11 — Für Schleswig-Holstein geschätzter Konvergenzprozeß an das geschätzte Steady-State-Einkommen und tatsächliche Entwicklung des relativen Pro-Kopf-Einkommens<sup>a</sup> 1970–1994



<sup>a</sup>Logarithmiertes reales Pro-Kopf-Einkommen dividiert durch den Durchschnitt der logarithmierten realen Pro-Kopf-Einkommen aller westdeutschen Bundesländer (einschließlich West-Berlin).

Quelle: Funke und Strulik (1997); Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, *Entstehung des Bruttoinlandsprodukts*.

18,2 vH pro Jahr nicht aus dem Anpassungsprozeß des tatsächlichen Einkommens an das geschätzte Steady-State-Einkommen resultieren kann, denn ein solcher Anpassungsprozeß ist nicht einmal im Ansatz zu beobachten. Die geschätzte hohe Konvergenzgeschwindigkeit dürfte vielmehr aus den eher kurzfristigen Schwankungen des tatsächlichen Einkommens um seinen langfristigen Durchschnitt resultieren. Eine Ursache für diese Schwankungen ist die landesspezifische

---

che die Datengrundlage der Schätzung von Funke und Strulik bilden. Die etwas schwächere durchgezogene Linie bei  $\ln \bar{y}_r \approx -0,178$  kennzeichnet das von Funke und Strulik geschätzte Steady-State-Einkommen Schleswig-Holsteins. Die gestrichelte Linie markiert den hypothetischen Konvergenzprozeß zwischen dem tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommen und dem geschätzten Steady State bei der von Funke und Strulik für Schleswig-Holstein geschätzten Konvergenzgeschwindigkeit von 18,2 vH pro Jahr. Die horizontale Linie bei  $\ln \bar{y}_r \approx -0,18$  schließlich soll den langfristigen Durchschnitt des tatsächlichen Pro-Kopf-Einkommens darstellen, der dem tatsächlichen Steady-State-Einkommen entsprechen könnte.

sche, vom Bundesdurchschnitt abweichende konjunkturelle Entwicklung.<sup>153</sup> Ob zusätzlich die sinkende Grenzproduktivität des Kapitals, deren Auswirkungen der Konvergenzparameter in erster Linie beschreiben soll, eine Rolle spielt, ist unbekannt, weil ihr Einfluß auf die Einkommensentwicklung nicht vom konjunkturellen Einfluß zu separieren ist.

Um verlässliche Schätzergebnisse zu erlangen, wäre zum einen die Korrektur der Daten um regionenspezifische Konjunkturen notwendig — sei es durch Verwendung von Zeitreihen, die nicht nur um nationale, sondern auch um regionenspezifische konjunkturelle Einflüsse bereinigt sind, oder sei es durch Erweiterung des Schätzmodells um geeignete Indikatoren für regionenspezifische Konjunkturzyklen als zusätzliche erklärende Variable. Zum anderen wäre notwendig, das Modell um Indikatoren für regionale Unterschiede in der Geschwindigkeit des technischen Fortschritts zu ergänzen. Das in Kapitel B dargestellte Modell von Romer könnte einen Hinweis auf die Art des zu verwendenden Indikators (Anzahl der Forscher) liefern.

In der vorliegenden Arbeit wird allerdings davon abgesehen, einen Versuch zu unternehmen, die Schwächen dieses Modells zu beseitigen oder zumindest zu verringern, weil die Zahl der verfügbaren Beobachtungen für regionale Pro-Kopf-Einkommen auf der Ebene von Landkreisen zu gering ist, um eine Zeitreihenanalyse zu ermöglichen.<sup>154</sup>

---

<sup>153</sup> Es ist bekannt, daß sich die Bundesländer in Deutschland im Zuge der konjunkturellen Entwicklungen durchaus unterschiedlich verhalten. In Schleswig-Holstein, das einen vergleichsweise kleinen industriellen Sektor, eine starke Binnenorientierung und eine niedrige Exportquote hat, wirken sich konjunkturelle Schwankungen zum einen schwächer auf die wirtschaftliche Dynamik aus als in anderen Bundesländern, und zum anderen treten sie in der Regel mit einer zeitlichen Verzögerung auf (Hoffmeyer et al. 1990; Lammers 1997: 8 f.). So hat Schleswig-Holstein, wie in Schaubild 11 erkennbar ist, in den Phasen der bundesweiten Rezessionen infolge der Ölpreisschocks im Pro-Kopf-Einkommen gegenüber dem Bundesdurchschnitt aufgeholt ( $\ln \bar{y}_t$  ist angestiegen), während es in den Phasen der Hochkonjunktur eher zurückgeblieben ist.

<sup>154</sup> Im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für Landkreise wird die Bruttowertschöpfung nur für jedes zweite Jahr ermittelt. Da ein konsistenter Datensatz aufgrund früherer Gebietsreformen erst ab Mitte der siebziger Jahre verfügbar ist (Anhang I.b), stehen pro Landkreis nur neun zeitlich aufeinanderfolgende Beobachtungen zur Verfügung. Zwar könnten alternativ — wie bei Funke und Strulik — Daten für Bundesländer verwandt werden, die in hinreichend langer Zeitreihe zur Verfügung stehen. Dagegen spricht jedoch, daß Bundesländer keine ökonomisch sinnvollen regionalen Einheiten darstellen. Zu eng sind, wie in Anhang I.a dargelegt wird, insbesondere die Stadtstaaten Hamburg und Bremen, aber auch der Ballungsraum Rhein-Main um Frankfurt mit Regionen in benachbarten Bundesländern verflochten.

### 3. Konvergenzregressionen für 75 westdeutsche Regionen 1976–1992

Im folgenden werden eigene Regressionen zur Schätzung absoluter  $\beta$ -Konvergenz über die bereits in Kapitel C zugrunde gelegten 75 westdeutschen Regionen im Zeitraum 1976–1992 vorgestellt. Dabei wird zunächst eine Schätzung nach dem herkömmlichen, in der Literatur üblichen Verfahren vorgenommen, indem [D.4] unter der Annahme geschätzt wird, daß die Pro-Kopf-Einkommen nicht durch Zufallseinflüsse verzerrt sind ( $\varepsilon_{it} = 0$ ):

$$[D.8] \quad \ln y_{it+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \varepsilon_{it+T}.$$

Der wesentliche Unterschied zu den bisherigen Schätzungen besteht allerdings in der Interpretation des Schätzansatzes: Während er in der bisherigen Literatur wachstumstheoretisch interpretiert wurde, wird er in der vorliegenden Untersuchung schlicht als ein Modell der partiellen Anpassung angesehen, wie es aus der Erwartungstheorie bekannt ist (Hansen 1993: 128 ff.). Zwar besteht auch bei dieser Interpretation die Gefahr, den tatsächlichen Konvergenzparameter zu unterschätzen, wenn die Annahme  $\varepsilon_{it} = 0$  nicht erfüllt ist. Ist der Schätzer jedoch nicht signifikant kleiner als eins (d.h.  $\hat{\beta}_1 \geq 1$ ), so ist dies trotz der Verzerrung bereits ein klarer Hinweis darauf, daß eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nicht vorliegt;  $\hat{\beta}_1 > 1$  würde sogar eindeutig eine Divergenz implizieren. Ergibt sich jedoch  $\hat{\beta}_1 < 1$ , so ist keine eindeutige Aussage möglich. In diesem Fall kann in einem zweiten Schritt entweder eine Instrumentvariablen-(IV-)Schätzung von [D.8] vorgenommen werden, in der eine Instrumentvariable für  $\ln y_{it}$  verwandt wird, die zwar mit den unverzerrten Pro-Kopf-Einkommen  $\ln \tilde{y}_{it}$ , nicht aber mit den Zufallskomponenten dieser Einkommen  $\varepsilon_{it}$  korreliert ist (Johnston und DiNardo 1997: 153 f.). Oder es kann eine Schätzung unter der Annahme eines stochastischen Regressors vorgenommen werden, die allerdings A-priori-Informationen oder Annahmen über die Höhe des Verhältnisses der Varianzen von  $\varepsilon_{it}$  und  $\varepsilon_{it+T}$  voraussetzt (Judge et al. 1988: 585 ff.; Wonnacott und Wonnacott 1979: 266 ff.).

Die Schätzungen von [D.8] basieren auf dem Regionenquerschnitt von 75 westdeutschen Regionen; der Untersuchungszeitraum umfaßt die Jahre 1976–1992 ( $T=16$ ). Die Variablen  $\ln y_{it}$  und  $\ln y_{it+T}$  werden statistisch durch die logarithmierten realen Pro-Kopf-Einkommen in den Jahren 1976 und 1992 beschrieben.<sup>155</sup> Ein Blick auf die deskriptive Statistik für den zugrundeliegenden Daten-

<sup>155</sup> Das Pro-Kopf-Einkommen wird — ebenso wie in Kapitel C — als reales Bruttoinlandsprodukt (BIP) je Einwohner berechnet (vgl. dazu Anhang I.d).

satz (Tabelle 4) zeigt, daß im Untersuchungszeitraum nicht nur das durchschnittliche Niveau der regionalen Pro-Kopf-Einkommen merklich zugenommen hat, sondern auch ihre Streuung: Der Variationskoeffizient ist um 5 vH gestiegen, die Varianz sogar um 20 vH. Dies ist bereits ein erster Hinweis darauf, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen gemäß der Definition der  $\sigma$ -Konvergenz im Zeitraum 1976–1992 eher divergiert als konvergiert sind.

Tabelle 4 — Deskriptive Statistik für reale Pro-Kopf-Einkommen in 75 westdeutschen Regionen 1976 und 1992

Variable	Mittelwert	Standardabweichung	Variationskoeffizient <sup>a</sup>	Varianz	Minimum	Maximum
$\ln y_{rt}$ (1976)	10,19	0,162	1,593	0,026	9,91	10,59
$\ln y_{rt+T}$ (1992)	10,49	0,176	1,675	0,031	10,17	11,04

<sup>a</sup>Variationskoeffizient = (Standardabweichung/Mittelwert) · 100.

Quelle: Anhang I.

Wird [D.8] mit Hilfe der KQ-Methode (OLS) geschätzt, so zeigen die Teststatistiken zunächst einmal eklatante Verletzungen der Annahmen der Schätzmethode (Tabelle 5, Spalte 1) räumliche Autokorrelation, Heteroskedastizität und fehlende Strukturkonstanz.<sup>156</sup> Morans I-Test auf räumliche Autokorrelation zeigt an, daß die Residuen sowohl zwischen allen direkt benachbarten Regionen (Morans  $I_{(i)}$  in Tabelle 5) als auch zwischen Agglomerationen und ihren direkten Nachbarregionen (Morans  $I_{(ii)}$ ) korreliert sind. Die F-Tests auf Homoskedastizität (FH in Tabelle 5) zeigen an, daß die Residuenvarianzen zum einen in den 29 Agglomerationen signifikant höher sind als in den 46 peripheren Regionen (FH<sub>(i)</sub>) und zum anderen in reichen Regionen mit einem Pro-Kopf-Einkommen von mehr als 26 000 DM in 1976 signifikant höher sind als in einkommensschwächeren Regionen (FH<sub>(iii)</sub>).<sup>157</sup> Und die F-Tests auf Strukturkonstanz zeigen ein signifikantes Süd-Nord-Gefälle in der Höhe der Parameter an (FS<sub>(ii)</sub>). Offenbar ist die Vielfalt der Triebkräfte regionalen Wachstums, die in Kapitel C identifiziert wurden, nur sehr unzureichend mit einer einzigen Variablen approxi-

<sup>156</sup> Die Methodik der Tests sowie der Annahmen über die möglichen Strukturen der räumlichen Interdependenzen sind mit den in Kapitel C vorgenommenen Tests identisch. Eine detaillierte Beschreibung findet sich in Anhang II.

<sup>157</sup> Die Werte der Teststatistiken (FH) sind in beiden Fällen höher als die jeweiligen kritischen Werte bei 5-prozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit.

mierbar; das Einkommensniveau in der Anfangsperiode eines Untersuchungszeitraums ist kein hinreichend vollständiges Substitut für die Vielzahl der Wachstumsdeterminanten. Das Schätzmodell der Konvergenzregressionen ist ganz offensichtlich fehlspezifiziert.

Tabelle 5 — Konvergenzregressionen für 75 westdeutsche Regionen 1976–1992<sup>a</sup>

	(1)	(2)	(3)
Methode	OLS	GLS	GLS
$\beta_0$	0,76 (0,61) [1,3]	-0,004 (0,04) [0,1]	0,02 (0,04) [0,4]
$\beta_1$	0,95 (0,06) [16,0]	—	—
$\beta_2$	—	1,04 (0,08) [12,4]	0,99 (0,09) [11,1]
$\omega$	—	0,60 (0,16) [3,6]	0,56 (0,16) [3,5]
$\beta_3$	—	—	0,02 (0,007) [2,7]
$R^2_{(kor)}$	0,78		
SSR	0,508	0,004	0,0038
Morans $I_{(i)}$ <sup>b</sup>	0,22 (2,88)	-0,16 (1,84)	-0,13 (1,60)
Morans $I_{(ii)}$ <sup>c</sup>	0,26 (3,34)	-0,08 (1,55)	-0,07 (1,30)
$FH_{(i)}$ <sup>d</sup>	1,95 F(27, 44) <sup>e</sup> = 1,76	1,54 F(26, 43) <sup>e</sup> = 1,74	1,35 F(25, 43) <sup>e</sup> = 1,75
$FH_{(ii)}$ <sup>d</sup>	1,67 F(33, 38) <sup>e</sup> = 1,70	1,75 F(32, 37) <sup>e</sup> = 1,70	1,58 F(31, 37) <sup>e</sup> = 1,76
$FH_{(iii)}$ <sup>d</sup>	2,24 F(38, 33) <sup>e</sup> = 1,77	1,85 F(37, 32) <sup>e</sup> = 1,79	1,68 F(36, 32) <sup>e</sup> = 1,79
$FS_{(i)}$ <sup>f</sup>	3,84 F(71, 2) <sup>e</sup> = 19,48	1,22 F(69, 3) <sup>e</sup> = 8,57	2,42 F(68, 3) <sup>e</sup> = 8,57
$FS_{(ii)}$ <sup>f</sup>	4,65 F(2, 71) <sup>e</sup> = 3,14	2,41 F(3, 69) <sup>e</sup> = 2,75	1,96 F(3, 68) <sup>e</sup> = 2,75
$FS_{(iii)}$ <sup>f</sup>	1,21 F(71, 2) <sup>e</sup> = 19,48	1,09 F(3, 69) <sup>e</sup> = 2,75	1,25 F(68, 3) <sup>e</sup> = 8,57

<sup>a</sup>Standardabweichungen (OLS) bzw. asymptotische Standardabweichungen (GLS) in runden, t-Werte (OLS) bzw. asymptotische t-Werte (GLS) in eckigen Klammern unter den Schätzern. Kritischer Wert ist etwa 1,96. Regressionen über einen Querschnitt von 75 westdeutschen Regionen. Zur Definition der Variablen und zur Abgrenzung der Regionen vgl. Text sowie Anhang I. Bei allen statistischen Tests wird eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH angenommen. — <sup>b</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Regionen (vgl. Anhang II); die Teststatistik in Klammern unter dem Autokorrelationsparameter ist asymptotisch NV(0,1). Kritischer Wert = 1,96. — <sup>c</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Agglomerationen. — <sup>d</sup>F-Tests auf Homoskedastizität. Zu den Annahmen (i)–(iii) über die Struktur der möglichen Heteroskedastizität vgl. Anhang II. — <sup>e</sup>Erster Wert: Zählerfreiheitsgrade, zweiter Wert: Nennerfreiheitsgrade. — <sup>f</sup>F-Tests auf Strukturkonstanz der Parameter. Zu den Annahmen (i)–(iii) über die Struktur der möglichen fehlenden Strukturkonstanz vgl. Anhang II.

Um dennoch interpretierbare Ergebnisse zu erhalten, muß eine verallgemeinerte KQ-Schätzung (GLS) durchgeführt werden, welche die Symptome sowohl der räumlichen Autokorrelation als auch der Heteroskedastizität beseitigt. Dabei werden — bildlich gesprochen — die räumliche Autokorrelation und die Heteroskedastizität aus den Residuen herausgefiltert; die Schätzfunktion wird derart transformiert, daß die Residuen die Annahmen der KQ-Methode erfüllen und die Schätzfunktion konsistent ist.<sup>158</sup> Die ökonomischen Ursachen, die hinter den „Annahmenverstößen“ stehen, werden dabei freilich ignoriert. Dies jedoch liegt in der Natur des gesamten Schätzansatzes der Konvergenzregressionen, der nicht nach Ursachen, sondern nur nach der relativen Tendenz regionalen Wachstums fragt.<sup>159</sup>

Für die räumliche Struktur der Autokorrelation wird ein räumlicher AR(1)-Prozeß der Form

$$[D.9] \quad \varepsilon = \omega \mathbf{W}\varepsilon + \mathbf{e}_0 \quad \text{bzw.} \quad \varepsilon_r = \omega \left( \sum_{s_r=1}^{R_r} \frac{e_{s_r}}{D_{rs_r}} \right) + e_{r0}$$

unterstellt, bei dem die Residuen aller unmittelbar benachbarten Regionen miteinander korreliert sind.  $\varepsilon$  ( $\varepsilon_r$ ) bezeichnet den Vektor der autokorrelierten Störgrößen,  $\omega$  den Autokorrelationsparameter,  $\mathbf{W}$  die standardisierte räumliche (75x75)-Gewichtungsmatrix (vgl. Anhang II) und  $\mathbf{e}_0$  ( $e_{r0}$ ) den Vektor nicht autokorrelierter Residuen.<sup>160</sup> Die Gewichtungsmatrix definiert zum einen die unmittelbaren Nachbarregionen einer jeden Region  $r$  ( $s_r=1, \dots, R_r$ ) und zum anderen

<sup>158</sup> Zur asymptotischen Eigenschaft der Konsistenz vgl. Hansen (1993: 121 ff.). Sie erfordert, daß die Schätzfunktion zumindest asymptotisch erwartungstreu ist und daß die Varianzen der Schätzer mit zunehmendem Stichprobenumfang gegen null gehen. Im allgemeinen wird davon ausgegangen, daß die asymptotischen Eigenschaften bei Stichproben von mehr als 50 Beobachtungen recht gut erfüllt sind (Hansen 1993: 121). Beim Stichprobenumfang der vorliegenden Untersuchung von 75 Beobachtungen erscheint diese Schätzmethode daher grundsätzlich anwendbar: Sofern Autokorrelation und Heteroskedastizität tatsächlich beseitigt werden, ist die Schätzfunktion konsistent.

<sup>159</sup> In diesem Zusammenhang sei an dieser Stelle nochmals darauf verwiesen, daß es bei der Frage von Konvergenz oder Divergenz, wie sie hier verstanden wird, lediglich um die Stärke des autoregressiven Zusammenhangs zwischen den Pro-Kopf-Einkommen geht. Nicht die Determinanten der Einkommensentwicklung, sondern ihre Entwicklungstendenz steht im Mittelpunkt des Interesses. Daher wäre es nicht problemadäquat, hier eine Schätzung der bedingten Konvergenz vorzunehmen, indem die in Kapitel C identifizierten Wachstumsdeterminanten als zusätzliche erklärende Variable hingenommen werden, um die Fehlspezifikation zu beseitigen.

<sup>160</sup> Der Index 0 der Residuen  $\mathbf{e}_0$  ist lediglich als Hinweis darauf zu verstehen, daß diese Residuen im Gegensatz zu den Residuen  $\mathbf{e}$  (s.u.) nach wie vor heteroskedastisch sind.

die relative Intensität der Interdependenzen zwischen den benachbarten Regionen in Form der normierten inversen räumlichen Distanzen ( $D_{rs}$ ;  $\sum_s D_{rs}=1$ ).<sup>161</sup> Auflösen von [D.9] nach  $\varepsilon$  ergibt

$$[D.10] \quad \varepsilon = (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W})^{-1} \mathbf{e}_0,$$

mit  $\mathbf{I}$  als ( $R \times R$ )-Einheitsmatrix.

Was die Heteroskedastizität anlangt, so legen die F-Tests einen Zusammenhang zwischen der Höhe der Residuenvarianzen  $\varepsilon_r^2$  — und damit auch  $e_{r0}^2$  — und der Höhe des Pro-Kopf-Einkommens nahe. Folglich wird unterstellt, daß die Residuenvarianzen proportional mit dem Quadrat des Pro-Kopf-Einkommens in der Anfangsperiode (1976) ansteigen:

$$[D.11] \quad e_{r0}^2 = (\ln y_{r1})^2 e_r^2 \quad \text{bzw.} \quad e_{r0} = (\ln y_{r1}) e_r.$$

$e_r$  bezeichnet nunmehr Residuen, die sowohl frei von Autokorrelation als auch homoskedastisch sind. In Matrixschreibweise lautet [D.11]:

$$[D.12] \quad \mathbf{e}_0 = \mathbf{T} \mathbf{e},$$

wobei  $\mathbf{T}$  eine ( $R \times R$ )-Diagonalmatrix ist, deren Hauptdiagonalelement in der  $r$ -ten Zeile den Wert  $(\ln y_{r1})$  annimmt. Gleichung [D.12] in [D.10] eingesetzt ergibt:

$$[D.13] \quad \varepsilon = (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W})^{-1} \mathbf{T} \mathbf{e}.$$

Gleichung [D.13] wird nun in die Schätzfunktion [D.8] eingesetzt, um statt des autokorrelierten und heteroskedastischen Residuums ( $\varepsilon$ ) ein Residuum ( $\mathbf{e}$ ) zu erhalten, das allen Anforderungen des Schätzmodells entspricht. Nach Durchmultiplizieren mit der Inversen des „Filters“  $(\mathbf{I} - \omega \mathbf{W})\mathbf{T}^{-1}$  ergibt sich die nicht-lineare Schätzfunktion

$$[D.14] \quad (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W})\mathbf{T}^{-1} \mathbf{y} = (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W})\mathbf{T}^{-1} \mathbf{X} \mathbf{B} + \mathbf{e}.$$

Die  $r$ -te Zeile dieses Gleichungssystems lautet:

<sup>161</sup> Moran's  $I$  weist die höchste Autokorrelation bei Verwendung einer räumlichen Gewichtungsmatrix aus, die einen linearen Zusammenhang zwischen inverser räumlicher Distanz und Intensität der räumlichen Autokorrelation unterstellt (vgl. Gleichung [AII.5] in Anhang II). Diese Matrix wird auch zur Behebung der Autokorrelation verwandt. Zur Berechnung der interregionalen Distanzen vgl. Anhang I.e.

$$\begin{aligned}
 \text{[D.15]} \quad \frac{\ln y_{rt+T}}{\ln y_{rt}} - \omega \left( \sum_{s_r=1}^{R_r} D_{rs_r} \frac{\ln y_{s_r,t+T}}{\ln y_{s_r,t}} \right) &= \beta_0 \left( \frac{1}{\ln y_{rt}} - \omega \left( \sum_{s_r=1}^{R_r} D_{rs_r} \frac{1}{\ln y_{s_r,t}} \right) \right) \\
 &+ \beta_1 \left( 1 - \omega \sum_{s_r=1}^{R_r} D_{rs_r} \right) + e_{rt+T},
 \end{aligned}$$

mit den Parametern  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  und  $\omega$ .<sup>162</sup>  $R_r$  ist die Zahl der direkten Nachbarregionen von  $r$ .

Die Schätzung von [D.14] bzw. [D.15] erfolgt mittels der verallgemeinerten KQ-Methode (GLS; vgl. dazu Hansen 1993: 117 ff.), wobei hier als Iterationsalgorithmus das Gauss-Newton-Verfahren verwandt wird.<sup>163</sup> Die Schätzergebnisse (Tabelle 5, Spalte (2)) zeigen, daß die Heteroskedastizität durch die Gewichtung mit  $(\ln y_{rt})^2$  nicht beseitigt wird. Auch mit anderen Potenzen von  $\ln y_{rt}$  kann keine Homoskedastizität erzeugt werden. Dies gelingt erst, wenn die Region mit der höchsten Residuenvarianz (München) als Ausreißer interpretiert und mit einer Dummy belegt wird. Spalte (3) in Tabelle 5 gibt die Ergebnisse dieser Schätzung wieder: Die Schätzfunktion entspricht Gleichung [D.15], ergänzt um eine Dummy als zusätzliche erklärende Variable, die für die Region München eine eins und für alle anderen Regionen Nullen enthält. Die Teststatistiken geben nun keinen Hinweis mehr auf eine Verletzung der Annahmen der fehlenden Autokorrelation, der Homoskedastizität und der Strukturkonstanz der Parameter. Sowohl der Schätzer für den Autokorrelationsparameter ( $\omega$ ) als auch der für die Dummy ( $\beta_2$ ) sind signifikant größer als null. Der Schätzer des Kon-

<sup>162</sup> Da der Autokorrelationsparameter  $\omega$  unbekannt ist, hat [D.14] (bzw. [D.15]) letztlich — ebenso wie die Schätzfunktion [D.4], in der Zufallsschwankungen berücksichtigt werden, die zur „regression towards the mean“ führen — die gleiche Form wie eine Schätzfunktion mit stochastischem Regressor. In allgemeiner Form lautet sie:  $\mathbf{y}^* = \mathbf{X}^* \mathbf{B} + \mathbf{e}$ . Allerdings sind in Gleichung [D.14]  $\mathbf{y}^* = (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W}) \mathbf{T}^{-1} \mathbf{y}$  und  $\mathbf{X}^* = (\mathbf{I} - \omega \mathbf{W}) \mathbf{T}^{-1} \mathbf{X}$ , während in [D.4]  $\mathbf{y}^* = \mathbf{y}$  und  $\mathbf{X}^* = \mathbf{X} + \mathbf{e}$  gilt.

<sup>163</sup> Das Schätzverfahren untergliedert sich in zwei Stufen: In einer ersten Stufe werden anhand manuell vorgegebener Werte für die Parameter die günstigsten Startwerte für den iterativen Suchprozeß ausgewählt. Dazu wird jede Kombination der vorgegebenen Parameterwerte in die Schätzfunktion eingesetzt, um die Summe der quadrierten Residuen (SSR) zu berechnen. Als Startwerte werden die Parameterwerte verwandt, die die niedrigste SSR ergeben. Die zweite Stufe ist der iterative Suchprozeß nach dem Gauss-Newton-Verfahren. Dabei wird in einem sich wiederholenden Prozeß durch Taylor-Approximation der Funktion  $\text{SSR}(\beta)$  an der Stelle der jeweiligen Startwerte ( $\beta_0$ ) das Minimum der SSR gesucht. Der Gefahr, daß der iterative Suchprozeß nicht zum absoluten, sondern nur zu einem lokalen Minimum führt, wurde dadurch begegnet, daß in der ersten Phase ein engmaschiges Netz an Parameterwerten vorgegeben wurde. Die Regressionen wurden mit der Prozedur PROC NLIN des Programmpakets SAS ausgeführt.

vergenzparameters ( $\beta_1$ ) beträgt 0,99 und ist zwar signifikant von null, nicht aber von eins verschieden. Dies deutet darauf hin, daß es in Westdeutschland seit Mitte der siebziger Jahre weder eine Konvergenz noch eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen gegeben hat. Allerdings markiert dieser Schätzer aus zwei Gründen die Untergrenze für den wahren Konvergenzparameter: Zum einen wird mit der Dummy für München der Einfluß einer Region auf die Schätzergebnisse neutralisiert, die zugleich zu den reichsten und am schnellsten wachsenden Regionen gehört. Sie hätte die Schätzergebnisse in Richtung auf Divergenz beeinflußt. Zum anderen wurde der „regression towards the mean“ in keiner Weise Rechnung getragen.

Unbekannt bleibt, in welchem Umfang dieses Ergebnis tatsächlich durch die „regression towards the mean“ beeinflußt wird. Wie in Abschnitt D.II.1 erläutert wurde, könnten die zufallsbedingten Schwankungen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen den geschätzten Parameter  $\hat{\beta}_1$  gegen null verzerren. Eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen, d.h., ein Parameter  $\beta_1$ , der tatsächlich signifikant größer als eins ist, erscheint also durchaus möglich.<sup>164</sup> Um den Einfluß der „regression towards the mean“ auf die Schätzergebnisse zu vermindern, könnte nun eine Instrumentvariablen-(IV-)Schätzung durchgeführt werden. Dies erscheint im vorliegenden Fall jedoch wenig erfolgversprechend, weil die Konvergenzregressionen in Form der Schätzmodelle [D.4] bzw. [D.8] ganz offensichtlich fehlspezifiziert sind. Dies wäre auch bei einer IV-Schätzung der Fall.<sup>165</sup> Hinzu kommt, daß eine geeignete Instrumentvariable für das Pro-Kopf-Einkommen in der Anfangsperiode (1976) nicht verfügbar ist.<sup>166</sup>

<sup>164</sup> Eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen kann hingegen weitgehend ausgeschlossen werden.

<sup>165</sup> Bei einer IV-Schätzung bleiben Regressand und Regressoren unverändert. Die Normalgleichungen werden jedoch nicht mit Hilfe der Regressor matrix  $X$ , sondern mit einer Matrix von Instrumentvariablen  $Z$  berechnet: Der Schätzer für den Parametervektor der linearen Schätzfunktion  $y = X\beta + \epsilon$  errechnet sich damit als

$$\hat{\beta} = (Z'X)^{-1}Z'y,$$

wobei die Instrumentvariablen in  $Z$  annahmegemäß — im Gegensatz zu  $X$  — nicht mit den Residuen korreliert sind ( $Z'\epsilon = 0$ ; Hansen 1993: 139). Im vorliegenden Fall wären die Residuen  $\epsilon$  ebenfalls autokorreliert und heteroskedastisch, so daß die obigen Transformationen der Schätzfunktion auch in einer IV-Schätzungen vorgenommen werden müßten.

<sup>166</sup> Eine mögliche Instrumentvariable wäre der Durchschnitt der Pro-Kopf-Einkommen über einen längeren Zeitraum, etwa von 1970 bis 1982. Diese ist jedoch nicht verfügbar, weil ein konsistenter Datensatz nur für den Zeitraum seit 1976 vorliegt.

Anstatt die vorhandenen wirtschaftsstatistischen Daten durch weitere methodische „Tricks“ in das offenbar allzu enge Korsett der Konvergenzregressionen bzw. eines Modells der partiellen Anpassung zu pressen, wird im folgenden das zweite in der Literatur angewandte Verfahren zur Überprüfung der Konvergenz- bzw. Divergenzhypothese bevorzugt: die Schätzung von Übergangswahrscheinlichkeiten und stationären Verteilungen von diskreten Markov-Ketten.

### III. Diskrete Markov-Ketten

#### 1. Methodik

Eine (zeit-)diskrete Markov-Kette ist allgemein definiert als ein Zufallsprozeß, bei dem die Wahrscheinlichkeit ( $IT$ ), daß sich ein Merkmal  $X$  im Zeitpunkt  $t+1$  in einem Zustand  $j$  befindet, nur von dem Zustand abhängt, in welchem es sich im unmittelbar vorangegangenen Zeitpunkt  $t$  befand, nicht aber davon, in welchen Zuständen es sich in allen weiter zurückliegenden Zeitpunkten befand.<sup>167</sup>

$$\begin{aligned} & \Pi\{X(t+1)=j \mid X(0)=i_0, X(1)=i_1, \dots, X(t-1)=i_{t-1}, X(t)=i\} \\ & = \Pi\{X(t+1)=j \mid X(t)=i\} = \pi_{ij}. \end{aligned}$$

Die Unabhängigkeit der zukünftigen Entwicklung eines Merkmals von seiner historischen Entwicklung wird als Markov-Eigenschaft bezeichnet; die Konstante  $\pi_{ij}$  — die Wahrscheinlichkeit, daß  $X$  im Zeitraum  $t$  bis  $t+1$  (und jedem anderen Zeitraum  $t'$  bis  $t'+1$ ) vom Zustand  $i$  in den Zustand  $j$  wechselt — heißt Übergangswahrscheinlichkeit.

Bezeichnet das Merkmal  $X$  das Pro-Kopf-Einkommen in einer Region  $r$  ( $r=1, \dots, R$ ) in Relation zum bundesdurchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommen und sind die Zustände  $i, j$  eine endliche Zahl von Einkommensklassen, gebildet über die möglichen relativen Pro-Kopf-Einkommen, so beschreibt  $\pi_{ij}$  die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Region  $r$  im Zeitraum  $t$  bis  $t+1$  von der Einkommensklasse  $i$  in die Einkommensklasse  $j$  wechselt.

Werden alle möglichen Übergangswahrscheinlichkeiten in einer Matrix zusammengefaßt, so ergibt sich die Übergangsmatrix  $\Pi$ :

<sup>167</sup> Eine Definition und Beschreibung von Markov-Prozessen findet sich in Lehrbüchern der angewandten Wahrscheinlichkeitstheorie. Vgl. z.B. Blake (1987: 332 ff.) oder Osaki (1992: 105 ff.).

$$[D.16] \quad \Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1N} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{N1} & \pi_{N2} & \cdots & \pi_{NN} \end{bmatrix}, \quad \pi_{ij} \geq 0, \quad \sum_{j=1}^N \pi_{ij} = 1,$$

wobei  $N$  die Zahl der überschneidungsfrei definierten Klassen ist. Die zweite Zeile von  $\Pi$  gibt beispielsweise Auskunft darüber, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine Region, die sich zu einem beliebigen Zeitpunkt  $t$  in Klasse 2 befindet, innerhalb einer Periode (von  $t$  bis  $t+1$ ) in die unterste Klasse 1 „absteigt“ ( $\pi_{21}$ ), in Klasse 2 verbleibt ( $\pi_{22}$ ), in die nächsthöhere Klasse 3 ( $\pi_{23}$ ) bzw. eine der übrigen Klassen 4, ...,  $N$  ( $\pi_{24}, \dots, \pi_{2N}$ ) wechselt.

Sofern die Übergangswahrscheinlichkeiten im Zeitablauf konstant, für alle Regionen identisch und unabhängig von historischen und interregionalen Einflüssen sind, kann die Dynamik der Einkommensverteilung über einen längeren Zeitraum  $t$  bis  $t+m$  allein unter Verwendung der Ausgangsverteilung der Regionen auf die  $N$  Klassen [ $h_t = (h_{1t} \ h_{2t} \ \dots \ h_{Nt})'$  mit  $\sum_j h_{jt} = 1$ ] und der Übergangsmatrix  $\Pi$  beschrieben werden. Unter Verwendung der Chapman-Kolmogorov-Gleichung ( $\Pi^{(m)} = \Pi^{(r)}\Pi^{(m-r)}$  mit  $\Pi^{(m)} = [\pi_{ij}^m]$ )<sup>168</sup> ergibt sich die Verteilung in Periode  $t+m$  als  $h_{t+m} = h_t \Pi^m$ .

Sofern die Markov-Kette ergodisch ist (siehe dazu die Ausführungen weiter unten), kann die stationäre Verteilung  $h^*$  der Regionen auf die Einkommensklassen, gegen die das System — unabhängig von der Ausgangsverteilung — im Zeitablauf konvergiert, als Grenzwert des — von einer beliebigen Verteilung  $h$  ausgehenden — Markov-Prozesses bestimmt werden:

$$[D.17] \quad \lim_{m \rightarrow \infty} h_t \Pi^m = h^*.$$

Die stationäre Verteilung  $h^*$  gibt Auskunft darüber, ob das System von Regionen im Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf konvergiert oder divergiert. Die Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen führt zu einer Konzentration von Regionen in mittleren Einkommensklassen; eine Divergenz hingegen führt zu einer

<sup>168</sup> Die Chapman-Kolmogorov-Gleichung unterteilt den Zeitraum von  $m$  Perioden in zwei Teilzeiträume von  $r$  und  $m-r$  Perioden. Diese Aufspaltung kann ebenso für die Teilperioden  $r$  und  $m-r$  sowie deren Teilperioden erfolgen. Durch sukzessives Aufspalten des Untersuchungszeitraums erhält man schließlich  $m$  Teilzeiträume mit einer Länge von jeweils einer Periode. Da die Übergangsmatrix  $\Pi$  für alle  $m$  Perioden identisch ist, muß die Anfangsverteilung  $h$ ,  $m$ -mal mit  $\Pi$  multipliziert werden, um die Verteilung nach  $m$  Perioden ( $h_{t+m}$ ) zu berechnen.

Konzentration in hohen und niedrigen Einkommensklassen, während die mittleren Einkommensklassen ausdünnen.

Die Eigenschaft der Ergodizität erfordert, daß die Markov-Kette aperiodisch, nicht reduzierbar und wiederholbar (recurrent) ist. Aperiodisch bedeutet, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten zeitunabhängig sind. Nicht reduzierbar ist eine Markov-Kette, die nicht ohne Informationsverlust in zwei oder mehr Teilmatrizen aufgespalten werden kann. Beispielfhaft seien die drei Übergangsmatrizen  $\Pi_1$ ,  $\Pi_2$  und  $\Pi_3$  betrachtet:

$$\Pi_1 = \begin{bmatrix} 0,9 & 0,1 & 0 \\ 0,3 & 0,7 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Pi_2 = \begin{bmatrix} 0,9 & 0,1 & 0 \\ 0,3 & 0,6 & 0,1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Pi_3 = \begin{bmatrix} 0,9 & 0,1 & 0 \\ 0,3 & 0,6 & 0,1 \\ 0 & 0,3 & 0,7 \end{bmatrix}.$$

Die Übergangsmatrix  $\Pi_1$  ist reduzierbar, weil die dritte Klasse eine von den übrigen Klassen unabhängige Teilmatrix bildet. Die Wahrscheinlichkeit, daß eine Region, die sich zu einem beliebigen Zeitpunkt in den Klassen 1 oder 2 befindet, in die Klasse 3 wechselt, ist null; ebenso ist die Wahrscheinlichkeit null, daß eine Region von Klasse 3 in eine andere Klasse wechselt.  $\Pi_2$  und  $\Pi_3$  dagegen sind nicht reduzierbar, weil jede Klasse von allen anderen Klassen aus zugänglich ist.<sup>169</sup> Wiederholbar schließlich bedeutet, daß es eine positive Wahrscheinlichkeit dafür gibt, daß jede Region nach einer oder mehreren Übergangsperioden wieder in ihre Ausgangsklasse „zurückkehren“ kann. So ist der mit  $\Pi_2$  beschriebene Markov-Prozeß nicht wiederholbar, weil die dritte Klasse „absorbierend“ ist. Jede Region, die einmal in diese Klasse wechselt, kann in nachfolgenden Perioden nicht wieder in andere Klassen zurückkehren. Damit ist nur der mit  $\Pi_3$  beschriebene Markov-Prozeß ergodisch.

Da die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten ( $\Pi$ ) a priori unbekannt ist, müssen die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten geschätzt werden. Eine konsistente Schätzung kann — bei hinreichend großen Stichproben — durch die Maximierung der (log-)Likelihood-Funktion der Multinomialverteilung

$$\ln L = \ln h_{i0} + \sum_{i,j} v_{ij} \ln \pi_{ij}$$

in bezug auf  $\pi_{ij}$  unter der Nebenbedingung  $\sum_j \pi_{ij} = 1$  erfolgen (Basawa und Prakasa Rao 1980: 53), wobei  $h_{i0}$  die Wahrscheinlichkeit ist, daß eine Region anfänglich

<sup>169</sup> Zwar ist Klasse 3 in  $\Pi_2$  von Klasse 1 aus nicht direkt (innerhalb einer Übergangsperiode) zugänglich. Doch schon nach zwei Perioden kann eine Region theoretisch von Klasse 1 via Klasse 2 nach Klasse 3 gelangen.

in die Klasse  $i$  fällt.  $v_{ij}$  bezeichnet die empirisch beobachtete absolute Häufigkeit der Übergänge von Regionen von Klasse  $i$  nach Klasse  $j$  innerhalb einer Periode;  $\pi_{ij}$  sind die zu schätzenden Übergangswahrscheinlichkeiten. Der Maximum-Likelihood-Schätzer für  $\pi_{ij}$ ,  $\hat{\pi}_{ij}$ , ist dann die relative Häufigkeit der Übergänge von Klasse  $i$  nach Klasse  $j$ :

$$[\text{D.18}] \quad \hat{\pi}_{ij} = v_{ij} / \sum_j v_{ij}.$$

Die Varianz des Schätzers,  $\sigma_{\hat{\pi}_{ij}}^2$ , ergibt sich unter Berücksichtigung des Erwartungswerts von  $\hat{\pi}_{ij}$  ( $E(\hat{\pi}_{ij}) = E(v_{ij}) / N_i$ , mit  $N_i = \sum_j v_{ij}$ ) als

$$\sigma_{\hat{\pi}_{ij}}^2 = E[\hat{\pi}_{ij} - E(\hat{\pi}_{ij})]^2 = E\left[\frac{v_{ij}}{N_i} - \frac{E(v_{ij})}{N_i}\right]^2 = \frac{E[v_{ij} - E(v_{ij})]^2}{N_i^2}.$$

Da der Zähler gerade der Varianz der absoluten Häufigkeiten (Fisz 1976: 197; Theil 1971: 65)

$$E[v_{ij} - E(v_{ij})]^2 = N_i \pi_{ij} (1 - \pi_{ij})$$

entspricht, kann die Varianz auch als

$$[\text{D.19}] \quad \sigma_{\hat{\pi}_{ij}}^2 = \frac{\pi_{ij}(1 - \pi_{ij})}{N_i}$$

geschrieben werden. Sie konvergiert mit zunehmendem Stichprobenumfang ( $N_i$ ) gegen null. Die Standardabweichung lautet entsprechend:

$$\sigma_{\hat{\pi}_{ij}} = [\pi_{ij}(1 - \pi_{ij}) / N_i]^{1/2}.$$

Allerdings ist die wahre Standardabweichung unbekannt; sie muß durch ihren Schätzer ( $\hat{\sigma}_{\hat{\pi}_{ij}}$ ) approximiert werden:

$$[\text{D.20}] \quad \hat{\sigma}_{\hat{\pi}_{ij}} = [\hat{\pi}_{ij}(1 - \hat{\pi}_{ij}) / N_i]^{1/2}.$$

Um zumindest einen groben Eindruck von der Verlässlichkeit der Schätzungen zu erhalten,<sup>170</sup> wird bei der Interpretation der Schätzer der Übergangswahr-

<sup>170</sup> Anders als in der vorliegenden Arbeit werden im Rahmen empirischer Schätzungen von Markov-Ketten üblicherweise überhaupt keine Informationen über die Verlässlichkeit (Standardabweichungen) der Schätzer gegeben (vgl. z.B. Magrini 1995, Neven und Gouyette 1995 sowie Quah 1993a, 1993b, 1996). Insofern erscheint das Vorgehen in der vorliegenden Arbeit durchaus als ein Fortschritt, auch wenn die zugrundeliegende Annahme (Normalverteilung) nicht in jedem Einzelfall erfüllt ist.

scheinlichkeiten  $\hat{\pi}_{ij}$  und ihrer Standardabweichungen  $\hat{\sigma}_{\hat{\pi}_{ij}}$  (im folgenden als „Standardfehler“ bezeichnet) eine Normalverteilung unterstellt.<sup>171</sup> Es wird mit hin davon ausgegangen, daß die „wahre“ Übergangswahrscheinlichkeit  $\pi_{ij}$  mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von höchstens 5 vH innerhalb des Intervalls  $\hat{\pi}_{ij} - 1,96\hat{\sigma}_{\hat{\pi}_{ij}} \leq \pi_{ij} \leq \hat{\pi}_{ij} + 1,96\hat{\sigma}_{\hat{\pi}_{ij}}$  liegt, auch wenn nicht in jedem Fall davon ausgegangen werden kann, daß die Annäherung an die Normalverteilung hinreichend gut ist.

Der Vorteil der Schätzung von Markov-Ketten liegt vor allem darin, daß sie Konvergenz- bzw. Divergenzprozesse differenzierter beschreiben als herkömmliche Konvergenzregressionen. Statt eines einzigen Konvergenzparameters ( $\beta_1$  in [D.2]) werden  $N^2$  Parameter  $\pi_{ij}$  geschätzt. Entsprechend höher ist allerdings auch der Verlust an Freiheitsgraden. Ein weiterer Vorteil ist, daß die Schätzung von Markov-Ketten das Problem der „regression towards the mean“ verringert (Quah 1993a). Diese schlägt sich nur dann in den Schätzergebnissen nieder, wenn sie zu einem Klassenwechsel führt. Als ein dritter Vorteil wird zuweilen betont, daß die Schätzung von Markov-Ketten den Daten geringe Restriktionen auferlegt (vgl. z.B. Neven und Gouyette 1995: 51). Abgesehen davon, daß die Markov-Eigenschaft — die Unabhängigkeit der Zukunft von der Geschichte — an sich eine sehr restriktive Annahme ist, bringt die „Freiheit“ von Restriktionen auch Kosten mit sich: Sie bedingt, daß die Analyse rein deskriptiver Natur ist.

Eine Schwäche der Analyse von Markov-Übergangswahrscheinlichkeiten ist die große Sensitivität der Ergebnisse im Hinblick auf die Abgrenzung der Klassen. Diese Sensitivität kann beispielsweise aus rein zufallsbedingten Einflüssen resultieren: Wird eine Grenze zwischen zwei Einkommensklassen so gewählt, daß sie eine große Gruppe von Regionen mit nahezu gleich hohen Pro-Kopf-Einkommen „spaltet“, so sind die zu erwartenden Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den beiden Klassen sehr hoch, verglichen mit denen zwischen zwei Klassen, deren Grenze in einem Einkommensbereich verläuft, der nur sehr schwach besetzt ist. Entsprechend ist die Gefahr, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten durch Zufallseinflüsse determiniert werden, im ersten Fall größer als im zweiten. Zwar werden in der Literatur verschiedene Verfahren vorgeschlagen, die Anhaltspunkte für die Abgrenzung der Klassen liefern sollen,<sup>172</sup> aber auch diese Verfahren lassen noch einen erheblichen Spielraum für Manipulation, Willkür und Zufall.

<sup>171</sup> Gemäß dem Zentralen Grenzwertsatz konvergiert die Multinomialverteilung unter bestimmten Regularitätsbedingungen mit zunehmendem Stichprobenumfang gegen die Normalverteilung.

<sup>172</sup> Magrini (1995: 12 ff.) gibt einen kurzen Überblick.

Um die Unsicherheit über die Verlässlichkeit der Schätzergebnisse in der vorliegenden Arbeit zu verringern, wird zum ersten die Sensitivität der Schätzergebnisse im Hinblick auf die Klassenabgrenzungen überprüft, indem die Ergebnisse mehrerer Schätzungen von Markov-Ketten mit unterschiedlichen Klassenabgrenzungen miteinander verglichen werden. Kommen die verschiedenen Schätzungen zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen, so kann eine Interpretation — wenn überhaupt — nur mit außerordentlicher Vorsicht erfolgen. Zum zweiten werden Standardabweichungen der geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten ausgewiesen, um deren individuelle Verlässlichkeit zumindest grob abzuschätzen.

## 2. Ergebnisse bisheriger Untersuchungen auf regionaler Ebene

Die beiden bisher vorliegenden Arbeiten (Magrini 1995; Neven und Gouyette 1995), welche die Konvergenz-Hypothese auf regionaler Ebene der EU mit Hilfe von Markov-Ketten überprüfen, finden Anhaltspunkte für eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in den achtziger Jahren.<sup>173</sup> In den stationären Verteilungen beider Schätzungen konzentriert sich ein größerer Teil der Regionen als in den Anfangsverteilungen im Bereich unterdurchschnittlich hoher relativer Pro-Kopf-Einkommen: Regionen, die anfänglich ein im europäischen Maßstab etwa durchschnittliches Einkommen haben, scheinen im Laufe der Zeit mit größerer Wahrscheinlichkeit in eine niedrigere als in eine höhere Einkommensklasse zu wechseln.

Unterschiede in den Ergebnissen beider Arbeiten zeigen sich insbesondere im Bereich der höchsten Einkommensklassen: Während die höchste Klasse bei Neven und Gouyette (1995), die Regionen mit einem Pro-Kopf-Einkommen von 122,5 vH oder mehr des europäischen Durchschnitts umfaßt, aus darunterliegenden Einkommensklassen durchaus noch zugänglich<sup>174</sup> ist, bilden die sechs Re-

<sup>173</sup> Sowohl Magrini (1995) als auch Neven und Gouyette (1995) schätzen die Übergangswahrscheinlichkeiten und die stationären Verteilungen anhand einer einzigen Periode. Als Basisvariable verwenden sie regionale Pro-Kopf-Einkommen, dividiert durch den EU-Durchschnitt. Die Regionenabgrenzungen unterscheiden sich in den beiden Arbeiten insofern, als Neven und Gouyette (1995) 142 NUTS II-Regionen der offiziellen Statistik der EU zugrunde legen, während Magrini (1995) die auf der Grundlage der NUTS III-Ebene abgegrenzten 122 „functional urban regions“ (FURs) verwendet. Darüber hinaus unterscheiden sich die geschätzten Markov-Ketten bei Magrini (1995) und Neven und Gouyette (1995) in der Zahl der Einkommensklassen: Magrini (1995) unterscheidet elf Einkommensklassen, Neven und Gouyette (1995) unterscheiden sieben.

<sup>174</sup> Klasse A wird als von Klasse B zugänglich (accessible) bezeichnet, wenn die Wahrscheinlichkeit, von B direkt oder über „Umwege“ nach A zu wechseln, nicht null ist.

gionen mit mehr als 135 vH des durchschnittlichen Einkommens bei Magrini eine kleine, abgeschlossene Gruppe, die sich von der Masse der Regionen abzukoppeln scheint. Diese sechs Regionen sind Düsseldorf, Frankfurt, Hamburg, München, Stuttgart und Paris.<sup>175</sup>

### 3. Markov-Ketten für Westdeutschland: Konvergenz oder Divergenz?

#### a. Datenbasis

Als Basisgröße für die eigenen Schätzungen von Markov-Ketten wird in der vorliegenden Arbeit — ähnlich wie bei Quah (1993a), Magrini (1995) und Neven und Gouyette (1995) — das relative reale regionale Pro-Kopf-Einkommen  $\bar{y}_t = y_t / y(BUND)_t$  verwandt.<sup>176</sup> Die Normierung auf den Bundesdurchschnitt hat zum Ziel, die regionalen Pro-Kopf-Einkommen um den nationalen Trend und um globale konjunkturelle Einflüsse zu bereinigen. Die Übergangswahrscheinlichkeiten werden gemäß [D.18] auf der Grundlage eines gepoolten Datensatzes von 150 Beobachtungen geschätzt: Für die 75 westdeutschen Regionen wird der Untersuchungszeitraum in zwei Übergangsperioden (1976–1984 und 1984–1992) unterteilt, die jeweils in etwa einem Konjunkturzyklus entsprechen.

Die deskriptive Statistik für die relativen realen Pro-Kopf-Einkommen in den einzelnen Stichjahren (Tabelle 6) zeigt, daß der Mittelwert über alle Regionen unterhalb des Bundesdurchschnitts liegt. Im Zeitablauf ist er zwar leicht von 0,90 auf 0,91 angestiegen (um 1,2 vH), was auf eine tendenzielle ( $\sigma$ -)Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Richtung auf den Bundesdurchschnitt hindeuten könnte. Gleichzeitig hat aber die Standardabweichung erheblich zugenommen (um 15,1 vH), und auch die Spannweite der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hat sich merklich erhöht: Der Wert der Region mit dem niedrigsten relativen Pro-Kopf-Einkommen (Minimum) ist leicht von 0,67 auf 0,66 gesunken; der Wert der reichsten Region (Maximum) ist kräftig von 1,34 auf 1,57 gestiegen. Dies wiederum deutet eher auf eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hin.

<sup>175</sup> Die Markov-Kette ist folglich reduzierbar.

<sup>176</sup> Im Gegensatz zu Abschnitt D.II.2, wo  $\bar{y}_t$  als — mit dem ungewogenen Durchschnitt der regionalen Pro-Kopf-Einkommen normiertes — relatives Pro-Kopf-Einkommen definiert wird, werden die regionalen Pro-Kopf-Einkommen hier mit bundesdurchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommen normiert, d.h. mit dem gewogenen Durchschnitt der regionalen Pro-Kopf-Einkommen.

Tabelle 6 — Deskriptive Statistik für relative reale Pro-Kopf-Einkommen<sup>a</sup> in 75 westdeutschen Regionen 1976, 1984 und 1992

Variable	Anzahl Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
<i>Einzelne Stichjahre</i>					
$\bar{y}_{r1976}$	75	0,903	0,152	0,673	1,339
$\bar{y}_{r1984}$	75	0,909	0,160	0,673	1,382
$\bar{y}_{r1992}$	75	0,914	0,175	0,656	1,569
<i>Gepoolte Datensätze<sup>b</sup></i>					
$\bar{y}_{r1976} / \bar{y}_{r1984}$	150	0,906	0,155	0,673	1,382
$\bar{y}_{r1984} / \bar{y}_{r1992}$	150	0,911	0,167	0,656	1,569
<i>Gepoolter Datensatz<sup>c</sup></i>					
$\bar{y}_{r1976} / \bar{y}_{r1984} / \bar{y}_{r1992}$	225	0,909	0,162	0,656	1,569

<sup>a</sup>Reales regionales Pro-Kopf-Einkommen relativ zum Bundesdurchschnitt. — <sup>b</sup>Gepoolt über zwei Jahre: 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. — <sup>c</sup>Gepoolt über drei Jahre: 1976, 1984 und 1992; Mittelwert ( $\mu$ ) und Standardabweichung ( $\sigma$ ) bilden die Basis für die Klassenabgrenzungen bei den Schätzungen der Markov-Ketten.

Quelle: Anhang I.

Wie in Abschnitt D.III.1 bereits erwähnt wurde, hat die Definition der Einkommensklassen eine möglicherweise ergebnisentscheidende Bedeutung. Aus diesem Grund werden mehrere Schätzungen für jeweils unterschiedliche Klassenabgrenzungen vorgenommen, die zugleich als Sensitivitätstests fungieren. Die Klassengrenzen werden dabei anhand des Mittelwerts ( $\mu$ ) und der Standardabweichung ( $\sigma$ ) der relativen Pro-Kopf-Einkommen<sup>177</sup> in allen drei Stichjahren zusammengenommen bestimmt, d.h.

$$\mu = \frac{1}{TR} \sum_{t=1}^T \sum_{r=1}^R \bar{y}_{rt}, \quad \sigma = \left[ \frac{1}{TR} \sum_{t=1}^T \sum_{r=1}^R (\bar{y}_{rt} - \mu)^2 \right]^{1/2}, \quad T = 3, R = 75.$$

Variiert wird zum einen die Anzahl der Klassen. So wird das Spektrum der relativen Pro-Kopf-Einkommen alternativ in sechs oder acht Klassen unterteilt. Zum zweiten werden die Klassen sowohl derart definiert, daß der Mittelwert des Samples ( $\mu$ ) genau einer Klassengrenze entspricht, als auch derart, daß der Mittelwert genau in die Mitte einer Klasse fällt. Zum dritten schließlich wird die

<sup>177</sup> Diese Standardabweichung der relativen Pro-Kopf-Einkommen ist nicht mit dem Standardfehler der Schätzer von Übergangswahrscheinlichkeiten in [D.20] zu verwechseln.

Klassenbreite, d.h. die Einkommensspanne, variiert, die jede der Klassen (mit Ausnahme der einseitig offenen Randklassen) abdeckt.

**b. Schätzergebnisse für 75 westdeutsche Regionen 1976–1992**

Die Ergebnisse der durchgeführten Schätzungen verschiedener Markov-Ketten deuten auf eine schwache Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Deutschland hin: Zwar scheint ein Großteil der 75 Regionen in Westdeutschland eine Tendenz zur Konvergenz gegen ein Pro-Kopf-Einkommensniveau aufzuweisen, das unterhalb des bundesdurchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommens und sogar leicht unterhalb des (ungewogenen) Mittelwerts der regionalen Pro-Kopf-Einkommen (rund 0,91) liegt. Zugleich aber scheint auch die Zahl sehr reicher

Tabelle 7 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von 0,4 $\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>

Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen <sup>b</sup>							
		$\leq \mu - 1,2\sigma$	$\leq \mu - 0,8\sigma$	$\leq \mu - 0,4\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,4\sigma$	$\leq \mu + 0,8\sigma$	$\leq \mu + 1,2\sigma$	$\infty$
1	14	0,57 (0,13)	0,43 (0,13)	.	.	.	.	.	.
2	19	0,16 (0,08)	0,42 (0,11)	0,32 (0,11)	0,11 (0,07)	.	.	.	.
3	24	.	0,17 (0,08)	0,42 (0,10)	0,38 (0,10)	0,04 (0,04)	.	.	.
4	30	.	.	0,30 (0,08)	0,53 (0,09)	0,07 (0,05)	0,10 (0,05)	.	.
5	24	.	.	.	0,38 (0,10)	0,42 (0,10)	0,13 (0,07)	0,04 (0,04)	0,04 (0,04)
6	12	.	.	.	0,17 (0,11)	0,25 (0,13)	0,42 (0,14)	0,08 (0,08)	0,08 (0,08)
7	10	.	.	.	.	0,10 (0,09)	0,20 (0,13)	0,60 (0,15)	0,10 (0,09)
8	17	.	.	.	.	.	0,06 (0,06)	0,12 (0,08)	0,82 (0,09)
Anfangsverteilung		0,09	0,13	0,16	0,20	0,16	0,08	0,07	0,11
Stationäre Verteilung		0,03	0,08	0,20	0,30	0,10	0,11	0,07	0,11

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden gemäß [D.18] auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. Standardfehler gemäß [D.20] in Klammern unter den Schätzern. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

Regionen im Zeitablauf leicht zuzunehmen. Diese beiden Entwicklungstendenzen zusammengenommen ergeben eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Deutschland.

Den Gesamteindruck, den die zahlreichen Schätzungen vermitteln, gibt die in Tabelle 7 dargestellte Markov-Kette recht gut wieder.<sup>178</sup> Tabelle 7 enthält die geschätzte Übergangsmatrix sowie die Anfangs- und die stationäre Verteilung einer Schätzung, die acht Einkommensklassen unterscheidet, wobei der Mittelwert die Grenze zwischen der vierten und der fünften Klasse bildet. Die Anfangs- und die stationäre Verteilung (vgl. dazu [D.17]) sind zusätzlich in Schaubild 12 graphisch dargestellt.

Die Hauptdiagonalelemente der Übergangsmatrix (zur besseren Identifikation leicht schattiert) zeigen, daß die Wahrscheinlichkeiten des Verbleibens in den einzelnen Klassen durchaus variieren. Die höchste Verbleibewahrscheinlichkeit hat mit 82 vH die höchste Einkommensklasse. Entsprechend beträgt die Wahrscheinlichkeit des Abstiegs nur 18 vH, wenn eine Region einmal in diese Klasse gelangt ist. Die Verbleibewahrscheinlichkeiten in den darunterliegenden Klassen 5–7 sind zum einen deutlich geringer, was auf eine recht hohe Fluktuation im Bereich dieser Einkommensklassen hindeutet,<sup>179</sup> und zum anderen sind die Wahrscheinlichkeiten, aus diesen Klassen in den Bereich mittlerer Einkommen abzusteigen, merklich höher als die jeweiligen Aufstiegswahrscheinlichkeiten.<sup>180</sup> Dennoch ist die höchste Einkommensklasse aus all diesen Klassen noch zugänglich.

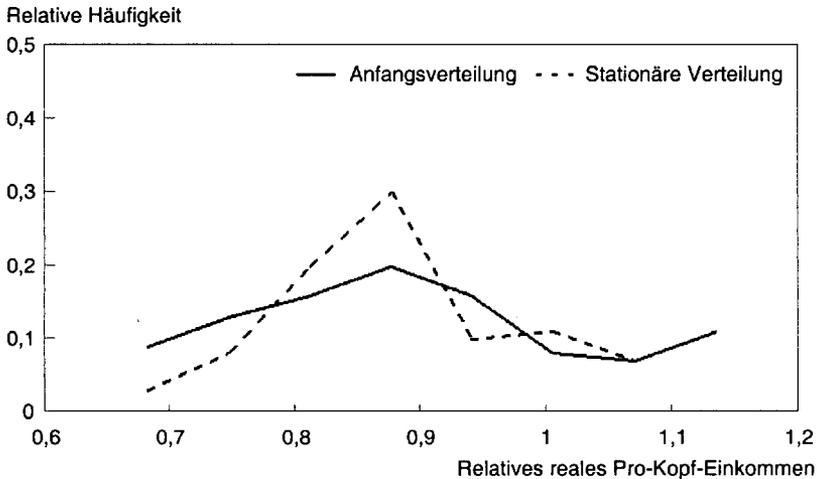
---

<sup>178</sup> Im folgenden wird nur eine kleine Auswahl der geschätzten Markov-Ketten dargestellt und interpretiert. Einige weitere Markov-Ketten mit unterschiedlicher Zahl von Klassen, Klassenbreiten und Lage der Klassen relativ zum Mittelwert finden sich in Anhang VII.

<sup>179</sup> Dieser Eindruck wird dadurch verstärkt, daß die zweithöchste Einkommensklasse in einigen Schätzungen eine Verbleibewahrscheinlichkeit von null und eine vergleichsweise hohe Aufstiegswahrscheinlichkeit hat (vgl. dazu Anhang VII.).

<sup>180</sup> Derartige klasseninterne Vergleiche von (kumulierten) Auf- und Abstiegswahrscheinlichkeiten könnten grundsätzlich durch statistische Hypothesentests abgesichert werden (vgl. z.B. Basawa und Prakasa Rao 1980: 61). Hierzu wäre notwendig, eine Nullhypothese ( $H_0$ ) über die Höhe einer jeden Übergangswahrscheinlichkeit  $\pi_{ij}^0$  zu bilden und diese mit den geschätzten Werten zu vergleichen. So könnte — in Ermangelung besserer Informationen — beispielsweise unter  $H_0$  angenommen werden, daß die tatsächliche Verbleibewahrscheinlichkeit der geschätzten entspricht ( $\pi_{ii}^0 = \pi_{ii}$ ), und daß die Wahrscheinlichkeiten des Auf- und des Abstiegs insgesamt gleich hoch sind:

Schaubild 12 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,4\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>



<sup>a</sup>Die an der Abszisse abgetragenen Beobachtungspunkte entsprechen den Klassenmittelwerten.

Etwas anders als in der höchsten Einkommensklasse stellt sich die Situation in der niedrigsten Klasse 1 dar: Dort beträgt die Verbleibswahrscheinlichkeit nur 57 vH, verglichen mit 82 vH in Klasse 8. Die Wahrscheinlichkeit, sehr arm zu

$$\sum_{j < i} \pi_{ij}^0 = \sum_{j > i} \pi_{ij}^0 = 0,5(1 - \pi_{ii}^0).$$

Die Hypothese, daß die Abstiegswahrscheinlichkeit insgesamt höher ist als die Aufstiegswahrscheinlichkeit, würde nicht verworfen, wenn der Test signifikante Unterschiede (mit entsprechenden Vorzeichen) zwischen den geschätzten und den unter  $H_0$  spezifizierten Wahrscheinlichkeiten ergäbe. Problematisch ist ein solcher Test allerdings, weil keinerlei theoretische oder empirische Anhaltspunkte für die Relation zwischen den verschiedenen Aufstiegs- bzw. Abstiegswahrscheinlichkeiten verfügbar sind. Zum einen gibt es keine von der Schätzung unabhängige Information über die Verbleibswahrscheinlichkeit. Zum anderen gibt es keine überlegene, von der Stichprobe unabhängige Antwort auf die Frage, um wieviel niedriger z.B.  $\pi_{64}^0$  gegenüber  $\pi_{65}^0$  (oder  $\pi_{67}^0$  gegenüber  $\pi_{68}^0$ ) ist oder sein sollte. Solange diese Informationen nicht vorliegen, solange also auf Informationen aus der Schätzung zurückgegriffen werden muß, weisen die beiden Testhypothesen nicht die notwendige Unabhängigkeit auf. Zudem bergen die Tests Elemente von Beliebigkeit und sind leicht manipulierbar. Daher werden in der vorliegenden Arbeit keine solchen Tests vorgenommen.

bleiben, scheint also geringer zu sein als die Wahrscheinlichkeit, sehr reich zu bleiben. In Klasse 2 ist die Verbleibswahrscheinlichkeit ähnlich gering wie in den Klassen 5 und 6; auch hier scheint es eine hohe Fluktuation zu geben. Und auch hier ist die Wahrscheinlichkeit, ins Mittelfeld der Einkommensskala zu wechseln, merklich höher als die Wahrscheinlichkeit des Abstiegs. Regionen schließlich, die in den Klassen 3 und 4 angesiedelt sind, scheinen sich in einer vergleichsweise stabilen relativen Einkommenssituation zu befinden. Zwar sind ihre Verbleibswahrscheinlichkeiten mit 42 vH und 53 vH ebenso hoch bzw. nur wenig höher als die der Regionen in den benachbarten Klassen. Wenn sie jedoch in die Klasse 5 auf- oder in die Klasse 2 absteigen, so ist die Wahrscheinlichkeit höher, daß sie in einer der nachfolgenden Perioden wieder in die Ausgangsklasse zurückkehren, als daß sie in die Bereiche sehr niedriger oder sehr hoher Pro-Kopf-Einkommen gelangen. Damit deutet die Übergangsmatrix in Tabelle 7 zunächst eher auf eine Konvergenz als eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hin.

Die stationäre Verteilung (Tabelle 7, Schaubild 12) jedoch relativiert diesen Eindruck etwas: Würde sich die Entwicklung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen über eine hinreichend große Zahl von (Acht-Jahres-)Perioden so wiederholen, wie sie sich im Untersuchungszeitraum 1976–1992 darstellt, hätte schließlich die Hälfte aller Regionen ein leicht unterdurchschnittliches Pro-Kopf-Einkommen (Klassen 3 und 4); in der Anfangsverteilung (den Jahren 1976 bzw. 1984) war es lediglich gut ein Drittel. Gleichzeitig würden die benachbarten Klassen 1, 2 und 5 im Bereich sehr niedriger bzw. mittlerer Pro-Kopf-Einkommen spürbar ausdünnen. Dagegen würde die relative Häufigkeit von Regionen in den Klassen 6–8 — und damit die Zahl vergleichsweise reicherer Regionen — leicht ansteigen. Offenbar wird der Konvergenzprozeß gegen ein unterdurchschnittliches Einkommen *per saldo* also vornehmlich aus niedrigen und mittleren Einkommensklassen gespeist, nicht jedoch aus den hohen Einkommensklassen (6–8).<sup>181</sup> Der Anteil der reichen Regionen nimmt im Zeitablauf sogar leicht zu.

Die Dynamik der Entwicklungen im Bereich hoher Pro-Kopf-Einkommen wird etwas deutlicher, wenn der Mittelwert des Gesamtsamples in eine niedrigere Klasse verschoben und die Klassenbreite erhöht wird.<sup>182</sup> Tabelle 8 gibt eine

<sup>181</sup> „Per saldo“ bedeutet in diesem Zusammenhang lediglich, daß nicht mehr Regionen aus den hohen Einkommensklassen (6–8) absteigen als in diese Klassen aufsteigen.

<sup>182</sup> Auf diese Weise wird zum einen die Zahl der Klassen mit überdurchschnittlichem Einkommen erhöht. Zum anderen wird die höchste, nach oben offene Einkommensklasse in mehrere Klassen unterteilt. Größere Einkommensänderungen, die sich in Tabelle 7 innerhalb der Klasse 8 vollziehen und daher nicht identifiziert werden kön-

Tabelle 8 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,6\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>

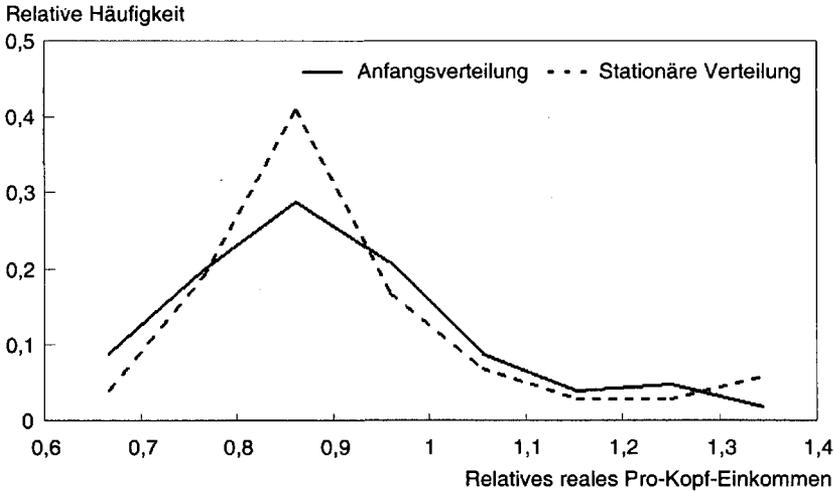
Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen <sup>b</sup>							
		$\leq\mu-1,2\sigma$	$\leq\mu-0,6\sigma$	$\leq\mu$	$\leq\mu+0,6\sigma$	$\leq\mu+1,2\sigma$	$\leq\mu+1,8\sigma$	$\leq\mu+2,4\sigma$	$\infty$
1	14	0,57 (0,13)	0,43 (0,13)	.	.	.	.	.	.
2	30	0,10 (0,05)	0,60 (0,09)	0,30 (0,08)	.	.	.	.	.
3	43	.	0,14 (0,05)	0,72 (0,07)	0,12 (0,05)	0,02 (0,02)	.	.	.
4	32	.	.	0,31 (0,08)	0,56 (0,09)	0,09 (0,05)	0,03 (0,03)	.	.
5	14	.	.	0,07 (0,07)	0,36 (0,13)	0,43 (0,13)	0,07 (0,07)	0,07 (0,07)	.
6	6	.	.	.	.	0,50 (0,20)	0,33 (0,19)	.	0,17 (0,15)
7	7	.	.	.	.	.	0,29 (0,17)	0,43 (0,19)	0,29 (0,17)
8	4	.	.	.	.	.	.	0,25 (0,22)	0,75 (0,22)
Anfangsverteilung		0,09	0,20	0,29	0,21	0,09	0,04	0,05	0,03
Stationäre Verteilung		0,04	0,19	0,41	0,17	0,07	0,03	0,03	0,06

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden gemäß [D.18] auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. Standardfehler gemäß [D.20] in Klammern unter den Schätzern. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

geschätzte Markov-Kette wieder, in der der Mittelwert die Obergrenze der dritten (statt der vierten) Klasse bildet und in der eine Klassenbreite von  $0,6\sigma$  unterstellt wird. Die Übergangsmatrix in Tabelle 8 zeigt wiederum die globale Tendenz zur Konvergenz in Richtung auf diejenige Klasse, deren Obergrenze der Mittelwert ( $\mu$ ) bildet (Klasse 3): Die geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten des Klassenwechsels in Richtung auf Klasse 3 sind tendenziell höher als die eines Klassenwechsels in Richtung auf sehr hohe oder sehr niedrige Einkommen.

nen, erscheinen nunmehr als Übergänge zwischen Klassen. Dadurch wird zwar die Zahl der Beobachtungen in den höheren Klassen deutlich verringert, was zu einer größeren Ungenauigkeit der Schätzungen führen kann. Da jedoch zahlreiche andere Schätzungen, die hier nicht alle dokumentiert werden können (vgl. dazu Anhang VII für einige weitere Schätzungen), zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen, erscheint diese Schätzung hinreichend verlässlich, um sie als Grundlage für Interpretationen und Schlußfolgerungen zu verwenden.

Schaubild 13 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,6\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>



<sup>a</sup>Die an der Abszisse abgetragenen Beobachtungspunkte entsprechen den Klassenmittelwerten.

mensklassen.<sup>183</sup> Nur in Klasse 7 sind die Auf- und Abstiegswahrscheinlichkeiten gleich hoch.

Die stationäre Verteilung (vgl. auch Schaubild 13) deutet wiederum einerseits auf eine Konvergenz gegen ein leicht unterdurchschnittliches Einkommensniveau (Klasse 3) hin, während die relative Häufigkeit von Regionen in den benachbarten Klassen, insbesondere den Klassen 1 und 4, gegenüber der Anfangsverteilung merklich zurückgeht. Andererseits zeigt die stationäre Verteilung aber auch wieder die tendenziell zunehmende Häufung von Regionen am oberen Ende der Einkommensskala.

Zu ähnlichen Resultaten führen auch die übrigen Schätzungen von Markov-Ketten mit variierender Klassenzahl und -größe (vgl. dazu Anhang VII). Die verschiedenen Schätzungen unterscheiden sich zwar durchaus in der Höhe der Übergangswahrscheinlichkeiten sowie in den Anfangs- und den stationären Verteilungen. So sind beispielsweise die Verbleibwahrscheinlichkeiten von Regio-

<sup>183</sup> In Klasse 3 selbst ist zum einen die Verbleibwahrscheinlichkeit recht hoch und zum anderen die Wahrscheinlichkeit des Aufstiegs ebenso hoch wie die des Abstiegs. Steigt eine Region aus dieser Klasse auf oder ab, so ist die Wahrscheinlichkeit der Rückkehr größer als die des Wechsels in Randklassen.

nen in der untersten Klasse zuweilen etwas höher als die in der Klasse der höchsten Pro-Kopf-Einkommen. Dennoch sind die zentralen Resultate der Schätzungen in der Gesamtschau recht robust gegenüber einer Variation der Klassenanzahl und -abgrenzung: Neben einer Konzentration von Regionen im Bereich unterdurchschnittlicher Pro-Kopf-Einkommen zeigen die stationären Verteilungen eine Konzentration von Regionen im Bereich überdurchschnittlich hoher Pro-Kopf-Einkommen. Beide „peaks“ der Verteilungsfunktion der relativen Pro-Kopf-Einkommen sind in den stationären Verteilungen stärker ausgeprägt als in den Anfangsverteilungen, was als Indiz für eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf zu werten ist. Diese Ergebnisse decken sich weitgehend mit denen von Magrini (1995) sowie Neven und Gouyette (1995) für europäische Regionen, die ebenfalls eine deutliche Tendenz zur zunehmenden Konzentration von Regionen sowohl im Bereich unterdurchschnittlicher Pro-Kopf-Einkommen als auch im Bereich sehr hoher Einkommen identifizieren.

**c. Gibt es einen geschlossenen „Club der Reichen“?**

Offen ist nach wie vor die Frage, ob auch anhand des vorliegenden Datensatzes ein geschlossener „Club der Reichen“ identifizierbar ist, wie er den Ergebnissen von Magrini (1995) zufolge besteht. Immerhin waren fünf der sechs von Magrini identifizierten Mitglieder dieses Clubs deutsche Agglomerationen: Düsseldorf, Frankfurt, Hamburg, München und Stuttgart. Im folgenden wird daher der Frage nachgegangen, ob es durch eine geeignete Wahl der Klassenabgrenzungen möglich ist, eine reduzierbare Markov-Kette zu erzeugen, d.h. eine Markov-Kette, in der die oberste Klasse eine Verbleibswahrscheinlichkeit von eins aufweist und nicht von anderen Klassen aus zugänglich ist.<sup>184</sup> Dieses Ziel wird nicht erreicht. So gelingt es nicht, eine reduzierbare Markov-Kette zu erzeugen. Es gibt bei jeder möglichen Klassenabgrenzung mindestens eine Beobachtung (Region), die von der höchsten Klasse in die zweithöchste „absteigt“.<sup>185</sup> Zu den „Absteigern“

---

<sup>184</sup> Hierzu wird eine Markov-Kette mit acht Klassen verwandt, bei der der Mittelwert des Gesamtsamples die Grenze zwischen der dritten und der vierten Klasse bildet. Durch schrittweise Erhöhung der Klassengrößen wird die Zahl der in die höchste Klasse fallenden Beobachtungen sukzessive verringert.

<sup>185</sup> In einer früheren Version dieser Untersuchung, die als Datenbasis nicht das reale, sondern das nominale Pro-Kopf-Einkommen verwandte, war es dagegen gelungen, eine reduzierbare Markov-Kette zu erzeugen (Bode 1996b: 39 ff.). In die Klasse der höchsten Pro-Kopf-Einkommen fielen zwei Beobachtungen: die relativen (nomina-

zählen vor allem die Ballungsräume Hamburg und Düsseldorf (Tabelle 9). Hamburg ist in der Rangskala der reichsten Regionen von Platz 1 im Jahr 1976 auf Platz 6 im Jahr 1992 zurückgefallen; Düsseldorf von Platz 6 auf Platz 9. Aufgestiegen ist demgegenüber vor allem der Ballungsraum München.

Tabelle 9 — Entwicklung der relativen Pro-Kopf-Einkommen<sup>a</sup> in Regionen mit den im Jahr 1976 höchsten Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland 1976–1992

Region	$\bar{y}_{r1976}$	$\bar{y}_{r1984}$	$\bar{y}_{r1992}$	Rang 1976 <sup>b</sup>	Rang 1992 <sup>b</sup>
Hamburg	1,34	1,31	1,24	1	6
Rhein-Main	1,24	1,33	1,46	2	2
Karlsruhe	1,24	1,19	1,34	3	3
München	1,23	1,38	1,57	4	1
Stuttgart	1,21	1,25	1,27	5	5
Düsseldorf	1,20	1,12	1,10	6	9

<sup>a</sup>Reales Pro-Kopf-Einkommen relativ zum Bundesdurchschnitt. — <sup>b</sup>Rang 1: höchstes (relatives) Pro-Kopf-Einkommen von insgesamt 75 Regionen.

Quelle: Anhang I.

#### IV. Fazit

Als Ergebnis ist festzuhalten, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland eher eine Tendenz zur ( $\sigma$ -)Divergenz als zur Konvergenz aufweisen. Diese Tendenz, die sich zum einen in einer Erhöhung der Standardabweichung der Pro-Kopf-Einkommen über 75 Regionen zeigt und sich zum anderen bei der Schätzung sowohl von Markov-Ketten als auch von Konvergenzregressionen andeutet, ist allerdings recht schwach ausgeprägt: Während die überwiegende Mehrzahl der westdeutschen Regionen gegen ein leicht unterdurchschnittliches Pro-Kopf-Einkommensniveau konvergiert, gibt es immer einige vergleichsweise reiche Regionen, die — unter anderem aufgrund ihrer hohen Innovationskraft (vgl. dazu Kapitel C) — ihren Einkommensvorsprung ausbauen können und damit gegenüber der Mehrzahl der Regionen divergieren. Dies bedeutet freilich nicht, daß reiche Regionen notwendigerweise immer reicher und arme Regionen relativ dazu immer ärmer werden müssen. Die Beispiele der Ballungsräume

len) Pro-Kopf-Einkommen des Ballungsraums Rhein-Main sowie der Region München, jeweils in der zweiten Teilperiode 1984–1992.

Hamburg und Düsseldorf zeigen, daß es für Regionen mit weit überdurchschnittlichem Pro-Kopf-Einkommen keine „Garantie“ gibt, in alle Zukunft sehr reich zu bleiben. Ebensovienig besteht offenbar eine „Armutsfalle“ für Regionen mit niedrigerem Pro-Kopf-Einkommen, aus der es kein Entrinnen gibt.

Die Ergebnisse der bisherigen in der Literatur dokumentierten Konvergenzregressionen für Regionen in Deutschland (vgl. dazu Abschnitt D.II.2), die nahezu übereinstimmend zu dem Ergebnis einer Konvergenz kommen, stehen nicht notwendigerweise im Widerspruch zu den Ergebnissen der vorliegenden Untersuchung. Während dort bedingte  $\beta$ -Konvergenz unterstellt und gefunden wurde, untersucht die vorliegende Arbeit  $\sigma$ -Konvergenz. Einen markanten Unterschied gibt es lediglich in der Interpretation der Ergebnisse. Während die Resultate der vorliegenden Arbeit eine Aussage über die — aus wirtschaftspolitischer Sicht interessante — Frage der Entwicklung der absoluten regionalen Einkommensverteilung ermöglichen, zielen die übrigen Untersuchungen implizit oder explizit auf einen Test von aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleiteten Hypothesen ab. Ihr theoretisches Manko besteht vor allem darin, daß die geschätzten, als konstant angenommenen Konvergenzparameter aufgrund der Annahme der bedingten Konvergenz selbst eine Funktion der Unterschiede in den Steady-State-Einkommen sind und damit nicht konstant sein können. Und ihre mangelnde wirtschaftspolitische Aussagekraft resultiert daraus, daß sie lediglich Aussagen über die Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen gegen ihre individuellen, regionenspezifischen Steady States ermöglichen. Sie geben jedoch letztlich — anders als die vorliegende Arbeit — keine Antwort darauf, ob die regionalen Einkommensdisparitäten zu- oder abnehmen.

## **E. Wirtschaftspolitische Implikationen**

Die empirischen Untersuchungen in der vorliegenden Arbeit haben zum einen gezeigt, daß die neue Wachstumstheorie grundsätzlich geeignet ist, zur Erklärung regionalen Wachstums in Westdeutschland beizutragen: Die Dichte an Forschern in einer Region und die Intensität der Wissensdiffusion zwischen ihnen haben den Schätzungen zufolge einen positiven Einfluß auf das Wachstum der regionalen Pro-Kopf-Einkommen. Folgt daraus, daß wirtschaftspolitische Entscheidungsträger auf regionaler Ebene den Empfehlungen des theoretischen Modells folgen sollen, indem sie die Rolle von „wohlwollenden Diktatoren“ einnehmen und die positiven Externalitäten der FuE internalisieren, um die Wachstumsdynamik ihrer Region langfristig zu erhöhen?

Die Untersuchungen haben zum anderen gezeigt, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen — nicht zuletzt wegen regional unterschiedlicher FuE-Intensitäten — divergieren. Folgt daraus, daß wirtschaftspolitische Entscheidungsträger auf Bundesebene die regionale Einkommensverteilung „korrigieren“ sollten, die sich aus dem freien Spiel der Marktkräfte ergibt, um einer Divergenz der regionalen Einkommen entgegenzuwirken?

Auf beide Fragen werden im folgenden Antworten gesucht. Nicht näher eingegangen wird auf die übrigen Handlungsoptionen zur Verfolgung von Wachstums- und Ausgleichszielen, die direkt oder indirekt aus Modellen der neuen Wachstumstheorie ableitbar sind. Die erschöpfende Diskussion der Vielfalt von Optionen würde den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen.

## **I. Wirtschaftspolitische Maßnahmen auf regionaler Ebene**

### **1. Handlungsoptionen im Überblick**

In der theoretischen und wirtschaftspolitischen Literatur wird eine Fülle wirtschaftspolitischer Implikationen der neuen Wachstumstheorie diskutiert, die grundsätzlich auch auf die regionale Ebene übertragbar sind.<sup>186</sup> Aus dem Modell

---

<sup>186</sup> Vgl. unter anderem Lucas (1988: 35 ff.), Romer (1990a: S96 f.; 1990b), Grossman und Helpman (1991: 339 ff.), Siebert (1991: 809 f.), Blanchard und Katz (1992),

von Romer, das eine geschlossene Volkswirtschaft und ein konstantes Faktorangebot unterstellt, läßt sich die Schlußfolgerung ziehen, daß eine Internalisierung der Externalitäten von FuE innerhalb einer Region<sup>187</sup> die regionale Wachstumsdynamik erhöht (Abschnitt B.II.2). Da Forscher für die Externalitäten in einem marktwirtschaftlichen System nicht entlohnt werden, bietet ein rein marktwirtschaftlicher Ordnungsrahmen hochqualifizierten Arbeitskräften zu geringe Anreize, im FuE-Sektor tätig zu sein. Durch die Internalisierung werden diese Anreize erhöht; es werden mehr hochqualifizierte Arbeitskräfte FuE betreiben als bei fehlender Internalisierung (Romer 1990a: S96 f.; 1990b).

Bei einer Modifikation der Modellannahmen ist eine Fülle weiterer möglicher wirtschaftspolitischen Maßnahmen ableitbar, die das regionale Wirtschaftswachstum erhöhen könnten: Die in der vorliegenden Untersuchung vorgenommenen Modifikationen deuten beispielsweise darauf hin, daß die staatliche Förderung der Hochschulforschung das regionale Wachstum stimulieren kann, weil diese offenbar komplementär zur privatwirtschaftlichen FuE ist (Kapitel C). Und auch eine Strukturpolitik, die nicht einzelne Sektoren und Industriebranchen fördert, sondern die sektorale Vielfalt in der regionalen Forschungslandschaft gewährleistet, ist den Ergebnissen der vorliegenden Untersuchung zufolge im allgemeinen erfolgversprechender als eine konzentrierte Förderung von FuE in einzelnen Industrien.

Werden die Annahmen eines fixen Arbeitsangebots und einer Immobilität von Arbeitskräften aufgegeben, so lassen sich eine Reihe weiterer Handlungsoptionen ableiten:

- Bei *räumlicher Mobilität* der Arbeitskräfte über regionale (bzw. nationale) Grenzen hinweg könnte eine Region die Zuwanderung zusätzlicher Forscher fördern, indem sie ihre Attraktivität für diese Arbeitskräfte (bzw. Unterneh-

---

Luger (1993), Schultz (1993), Bröcker (1994), Klodt (1994: 101 ff.), Lessat (1994), Haas (1995), Paqué (1995b), Stolpe (1995: 155 ff.) sowie Ehrig (1996).

<sup>187</sup> Unter „Region“ ist dabei im Idealfall eine Gebietskörperschaft (oder ein Zusammenschluß von Gebietskörperschaften) zu verstehen, innerhalb der die Verursacher und Nutznießer von Externalitäten konzentriert sind oder zumindest ökonomisch sinnvoll gegenüber denen in anderen Gebietskörperschaften abgegrenzt werden können. Je vollständiger der Kreis aller Nutznießer einer gegebenen Externalität erfaßt wird, desto vollständiger kann die Internalisierung erfolgen. In Anlehnung an das Konzept des Fiskalföderalismus wäre denkbar, daß jede Ebene von Gebietskörperschaften die in ihrem Geltungsbereich wirksamen Maßnahmen zur Förderung des Wachstums durchführt und finanziert, sofern sie aus der Sicht der nächst unteren Ebene grenzüberschreitend sind. Zur Theorie des Fiskalföderalismus vgl. Buchanan (1950), Oates (1972), Siebert und Koop (1990), Stehn (1993) sowie Laaser und Stehn (1996).

men) erhöht — sei es durch eine temporäre Subventionierung von FuE mit dem Ziel, durch forcierte Wissensakkumulation einen höheren Stand des öffentlichen Gutes Wissen als in anderen Regionen und damit — aufgrund höherer Produktivität — einen höheren Lohnsatz für Forscher zu erreichen (Bröcker 1994: 45; Bode 1996a), oder sei es durch die Verbesserung „weicher“ Standortfaktoren, die in besonderem Maße hochqualifizierten Arbeitskräften Nutzen stiften.

- Bei *sektoraler Mobilität* der Forscher könnte eine Region gezielt diejenigen Branchen fördern, in denen der Erkenntnisfortschritt aktuell besonders rasch vonstatten geht, die in besonders großem Umfang positive Externalitäten produzieren und einer schnell wachsenden Nachfrage nach ihren Produkten in aller Welt gegenüberstehen (Klodt 1994).<sup>188</sup> Dazu zählt auch, daß der Staat die Anreize für die Berufswahl junger, talentierter Menschen positiv beeinflussen kann (Murphy et al. 1991; Stolpe 1995: 159 ff.): Indem er die Bedingungen dafür schafft, daß möglichst wenige hochqualifizierte Arbeitskräfte in Tätigkeiten benötigt werden, von denen keine positiven Externalitäten ausgehen,<sup>189</sup> setzt er talentierten Berufsanfängern zugleich relativ hohe Anreize, sich auf die Berufe zu konzentrieren, in denen positive Externalitäten erzeugt werden.
- Bei *qualifikatorischer Mobilität* könnte eine Region die Zahl der Forscher und damit letztlich auch das Wachstum erhöhen, indem sie die schulische und berufliche Ausbildung junger Menschen und die Weiterbildung gering qualifizierter Arbeitskräfte fördert (Schultz 1993; Nelson und Phelps 1966; Haas 1995: 77 ff.; Ehrig 1996).

Viele dieser Vorschläge sind freilich nicht neu. Sie decken sich weitgehend mit den wirtschaftspolitischen Maßnahmen, die bereits von älteren Ansätzen wie

---

<sup>188</sup> Diese Empfehlung konfligiert nicht notwendigerweise mit dem empirischen Ergebnis der vorliegenden Arbeit, demzufolge in einer sektoral monostrukturierten Forschungslandschaft Spillovers in vergleichsweise geringem Umfang erfolgen. Es ist nicht auszuschließen, daß es einzelne Branchen oder Branchenkombinationen gibt, innerhalb derer intensive Spillovers möglich sind. Die Förderung genau dieser Branchen könnte die regionale Wachstumsdynamik erhöhen. Welche Branchen dies sein könnten, ist allerdings nicht bekannt.

<sup>189</sup> Beispiele für solche Tätigkeitsbereiche sind die staatliche Verwaltung, Interessenvertretungen oder die Auslegung und Anwendung unnötig komplizierter Gesetze und Vorschriften durch Juristen und Steuerfachleute. Natürlich können Tätigkeiten auch in diesen Bereichen sehr hohe soziale Grenzerträge aufweisen. Ihre Grenzproduktivität nimmt jedoch — eher als die der Forscher — mit zunehmender Zahl der Beschäftigten ab.

den Polarisierungstheorien bekannt sind. Sie sind in Deutschland auf nationaler und/oder regionaler Ebene bereits seit längerer Zeit feste Bestandteile praktizierter regionaler Wirtschaftspolitik. Maßnahmen wie die gezielte oder breit gefächerte Subventionierung von FuE in privaten Unternehmen, die staatliche Finanzierung der schulischen, beruflichen und universitären Ausbildung sowie der Hochschulforschung, die staatliche Einrichtung und Unterstützung von Technologietransfer-Institutionen, die entweder selbständig oder den Industrie- und Handelskammern, den Hochschulen oder sonstigen staatlichen Forschungseinrichtungen angegliedert sind, sowie die Einrichtung von Technologieparks und Gründerzentren sind weniger der wirtschaftspolitischen Umsetzung der Erkenntnisse aus der neuen Wachstumstheorie zu verdanken. Sie haben ihre Rechtfertigung — sofern diese im politischen Raum überhaupt als nötig erachtet wird — bereits in anderen ökonomischen Theorien gefunden. Aus dieser Perspektive sagt die neue Wachstumstheorie in der Tat nicht viel Neues (Bröcker 1994: 49), sondern liefert bestenfalls „Argumentationshilfen“.

Trotz dieser „Argumentationshilfen“ durch die neue Wachstumstheorie bleiben einige der genannten wirtschaftspolitischen Empfehlungen umstritten. Dies gilt in besonderem Maße für eine Politik der Internalisierung der externen Effekte von FuE. Im folgenden wird genauer auf die Vor- und Nachteile zweier Ansätze zur Internalisierung auf regionaler Ebene eingegangen: zum einen der Subventionierung von FuE und zum anderen der staatlichen Förderung von Institutionen, die der Internalisierung der externen Effekte von FuE dienen.

## **2. Zur Internalisierung lokaler Wissensdiffusion durch FuE-Subventionen**

Der Staat in einer Region könnte dem Modell von Romer zufolge eine Internalisierung der externen Effekte von FuE erreichen, indem er die Forscher für die ihnen zurechenbare intraregionale Wissensdiffusion subventioniert (Romer 1990a: S96 f.). Mit einer solchen Subvention, deren optimale Höhe gerade der Differenz zwischen dem (regionenspezifischen) sozialen und dem privaten Grenzprodukt der Forscher entspricht, könnte er die Geschwindigkeit der Akkumulation des lokalen öffentlichen Gutes Wissen und damit auch das regionale Wirtschaftswachstum forcieren. Zur Finanzierung der Subventionen wird empfohlen, von allen Einwohnern (in der Region) eine allokatonsneutrale, die Spar- und Konsumentscheidung der Steuerzahler nicht verzerrende Steuer zu erheben (Romer 1990a: S96).

So überzeugend diese Handlungsoption theoretisch sein mag, so schwerwiegend sind die Probleme bei ihrer praktischen Umsetzung (Henze 1992: 52 ff.; Klodt 1994: 102 ff.; Stolpe 1995: 155 ff.). Als praktisch kaum lösbar erweisen sich die Informationsprobleme eines staatlichen Entscheidungsträgers, die aus unvollständiger Information sowie einer systematischen Informationsasymmetrie zwischen ihm und dem Subventionsempfänger resultieren: Ein staatlicher Entscheidungsträger — sei es ein politisches Gremium, eine Bürokratie oder eine Kommission aus anerkannten Fachleuten — hat keine gesicherten Informationen über das nicht durch den Markt internalisierte soziale Grenzprodukt der Arbeit der einzelnen Forscher. Dies liegt zum einen daran, daß weder bekannt ist, in welchem Umfang die einzelnen Forscher neue Erkenntnisse gewinnen, die den Charakter der Nicht-Ausschließbarkeit haben, noch ist bekannt, in welchem Umfang andere Forscher in der Region das neue Wissen tatsächlich gewinnbringend nutzen können. Zum anderen liegt es daran, daß unbekannt ist, in welchem Umfang Spillovers bereits im Rahmen spontan entstehender oder dauerhaft bestehender Institutionen internalisiert werden.<sup>190</sup> So steht einem Forscher keine zusätzliche Kompensation in Form einer staatlichen Subvention zu, wenn er sein Wissen aktiv und freiwillig preisgibt — etwa in Publikationen, in Vorträgen oder in persönlichen Gesprächen mit anderen Forschern. Dies ist auch dann der Fall, wenn er für seine Information keine finanzielle Kompensation von den Lesern, Zuhörern oder Diskussionspartnern erhält. Die Tatsache allein, daß er sein Wissen aktiv und freiwillig zur Verfügung gestellt hat, rechtfertigt die Annahme, daß eine — nach seinen Präferenzen vollkommen ausreichende — Kompensation erfolgt ist.

Aus der Informationsasymmetrie, die dadurch gekennzeichnet ist, daß der einzelne Forscher (oder das einzelne Unternehmen) in aller Regel bessere Informationen über den Wert seines nicht internalisierten sozialen Grenzprodukts hat als ein staatlicher Entscheidungsträger, resultieren negative Anreize: Zum einen haben Forscher bzw. Unternehmen Anreize, den Umfang ihrer geförderten Aktivitäten dem staatlichen Entscheidungsträger gegenüber zu übertreiben und den tatsächlichen Wert der bereits internalisierten Externalitäten zu untertreiben.

---

<sup>190</sup> Eine theoretische Grundlage für die spontane Internalisierung der positiven Externalitäten von FuE bietet das Coase-Theorem: Private Wirtschaftssubjekte werden dem Theorem zufolge auch ohne Zutun des Staates eine pareto-optimale Internalisierung eines externen Effekts durch Verhandlungen herbeiführen, wenn die Transaktionskosten hinreichend niedrig sind (Coase 1937, 1960; Siebert 1992: 101 ff.). Unter Transaktionskosten sind dabei neben Verhandlungskosten auch alle Formen von Informationskosten zu subsumieren.

Zum zweiten haben sie Anreize, die besonders hoch subventionierte FuE zu betreiben, auch wenn ihre komparativen Vorteile bei anderen, nicht oder weniger hoch subventionierten Tätigkeiten liegen. Zum dritten haben sie Anreize, den Entscheidungsträger durch Lobbying-Aktivitäten zu möglichst hohen Subventionszahlungen zu bewegen. Weitere statische und dynamische Allokationsverzerrungen schließlich resultieren in der Praxis daraus, daß die zur Finanzierung der Subventionen erhobene Steuer in aller Regel nicht allokationsneutral ist und ihrerseits die Anreizstrukturen der Steuerzahler negativ beeinflusst.

Um das Informationsproblem zumindest zu verringern, wird vorgeschlagen, die Subventionen nach dem „Gießkannenprinzip“ zu verteilen, wobei die Grundlagenforschung höher subventioniert werden sollte als die angewandte Forschung, weil von ihr im allgemeinen größere positive Externalitäten zu erwarten sind (vgl. beispielsweise Klodt 1994: 104 f.). Dieses Verfahren verringert zwar theoretisch das Informationsproblem insofern, als es nicht die Bewertung der individuellen Externalitäten durch einen staatlichen Entscheidungsträger erfordert. Auch verringert dieses Verfahren Fehlanreize insofern, als keine zusätzlichen Anreize geschaffen werden, bestimmte Forschungsfelder anderen vorzuziehen. Das Problem des Entscheidungsträgers, die Höhe der — über alle Forscher, Projekte, Unternehmen oder Branchen — *durchschnittlichen* Differenz zwischen sozialem und privatem Grenzprodukt zu bestimmen, bleibt gleichwohl bestehen, ebenso wie die Anreize zum „rent seeking“ auf kollektiver Ebene und die allokativen Verzerrungen der Besteuerung.

Ein weiteres, grundsätzliches Problem der FuE-Subventionierung kommt hinzu, wenn die Annahme der geschlossenen (regionalen) Volkswirtschaft aufgegeben wird. Sofern Forscher interregional mobil sind, werden sie in die Regionen wandern, in denen sie das höchste Einkommen — einschließlich Subvention — erzielen können.<sup>191</sup> Wären die Informationsprobleme lösbar, so würde (und sollte) jede Region jedem „ihrer“ Forscher die — aus regionaler Sicht wohlfahrtsmaximale — Subvention in Höhe des Gegenwartswerts der ihm zurechenbaren, nicht internalisierten Spillovers zahlen. Es ergäbe sich eine Konzentration der Forscher auf die Region, welche anfänglich die höchste Dichte an Forschern hatte und damit die höchste Subvention zu zahlen bereit und in der Lage ist. Diese räumliche Allokation innovativer Aktivitäten wäre aus nationaler Sicht

---

<sup>191</sup> Üblicherweise wird unterstellt, daß ein nutzenmaximierendes Individuum wandert, wenn der Gegenwartswert der (erwarteten) Einkommenszuwächse durch die Wanderung mindestens ebenso hoch ist wie die Kosten der Wanderung (Richardson 1973: 26; Bode 1996a: 14).

optimal, weil die Akkumulationsgeschwindigkeit des öffentlichen Gutes Wissen maximal wäre.

Aufgrund der Informationsprobleme ist die Höhe der optimalen Subvention jedoch unbekannt. Damit besteht die Gefahr, daß es im Wettbewerb der Regionen um mobile Forscher zu einem Subventionswettlauf kommt, bei dem zu hohe Subventionen gezahlt werden. Dies gilt insbesondere für Regionen mit einer vergleichsweise geringen Dichte an FuE-Aktivitäten und damit vergleichsweise geringen lokalen Spillovers, und es gilt insbesondere dann, wenn die dortigen wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger unter Verweis auf den drohenden Verlust an Wachstumsdynamik entschlossen sind, im Standortwettbewerb mit den reichlicher mit Forschern ausgestatteten Regionen zu bestehen. Sofern die zur Finanzierung einer solchen exzessiven Subventionierung notwendigen Steuern in der Region selbst erhoben oder anderen Verwendungen in der Region entzogen werden, kann die Region im Bestreben, ihre Wachstumsdynamik zu erhöhen, letztlich doch an Wachstumsdynamik verlieren.

### **3. Zur Internalisierung lokaler Wissensdiffusion durch die Förderung von Institutionen des Wissenstransfers**

Das Informationsproblem des staatlichen Entscheidungsträgers bei einer Subventionierung von FuE könnte dadurch reduziert werden, daß die Bewertung des Wissens den dezentral agierenden Wirtschaftssubjekten überlassen wird. Der Staat (in einer Region) könnte sich darauf beschränken, die Institutionen zu fördern, innerhalb derer Wissensdiffusion zwischen Unternehmen bzw. Forschern durch dezentrale Verhandlungen entsprechend dem Coase-Theorem internalisiert wird. Anstatt die „Anbieter“ unabhängig davon zu fördern, ob für ihr Wissen überhaupt Nachfrage besteht und ob bereits eine Internalisierung erfolgt, könnte sich der Staat darauf konzentrieren, den direkten, dezentralen Wissenstransfer und -austausch dort zu erleichtern, wo er ohne Eingriffe nicht oder in zu geringem Umfang stattfindet.

Der Austausch bzw. Handel von Wissen unterscheidet sich freilich vom Handel privater Güter durch die besondere Eigenschaft des gehandelten Gutes (Nicht-Rivalität im Gebrauch) und der daraus resultierenden höheren Unsicherheit über den Wert des Gutes. Die Unsicherheit besteht vor allem auf der Nachfrageseite: Da Nachfrager nach „Wissen“ die Ware nicht vor dem Kauf begutachten können, unterliegt die Entscheidung über ihre Zahlungsbereitschaft erheblicher Unsicherheit, die zu einem suboptimalen, zu geringen Handelsvolu-

men führen kann (Arrow 1962b; Howitt 1996: 14). Trotz dieser Unsicherheiten bestehen gerade auf regionaler Ebene zahlreiche Institutionen, in denen eine Internalisierung der Externalitäten von FuE durch Wissensaustausch stattfindet (vgl. z.B. Weder und Grubel 1993; Reinhard und Schmalholz 1996): Zum einen existieren Märkte für technische und kaufmännische Beratungsdienstleistungen, auf denen private Consulting-Unternehmen sowie Industrie- und Handelskammern (IHK) als Anbieter auftreten. Zum zweiten bieten Verbände und IHKs ihren Mitgliedern Informations- und Diskussionsforen, etwa im Rahmen von „Stammtischen“, Vorträgen, Workshops, Seminaren und Konferenzen. Zum dritten unterhalten Hochschulen und Gebietskörperschaften Technologietransfer-einrichtungen sowie Technologieparks und Gründerzentren. Und schließlich existieren Unternehmenskooperationen sowie Clubs und lokale Netzwerke, die direkt oder indirekt dem Wissensaustausch dienen.<sup>192</sup>

Grundsätzlich wird die Internalisierung der positiven Externalitäten von FuE durch die bestehenden Institutionen auf zwei Arten herbeigeführt:<sup>193</sup>

- Die Verringerung der Informations- und Verhandlungskosten, die eine verstärkte dezentrale Internalisierung à la Coase ermöglicht;
- die Verringerung der Unsicherheit der Informationsnachfrager über den Wert der angebotenen Information.

---

<sup>192</sup> Die letztgenannten Institutionen stehen auch im Zentrum des Konzepts der „innovativen Milieus“. Als ein zentrales Element, das die Aktivitäten der Unternehmen, Individuen und staatlichen sowie privaten Institutionen in einem solchen Milieu prägt, wird eine gemeinsame „Kultur“ angesehen (vgl. z.B. Crevoisier 1993: 421), die Vertrauen schafft und soziale und ökonomische Interaktionen fördert. In mehreren Fallstudien werden sowohl Regionen beschrieben, in denen die Autoren solche Milieus zu identifizieren meinen und die eine hohe wirtschaftliche Prosperität aufweisen, als auch solche, in denen derartige Milieus nicht identifiziert werden und die weniger schnell gewachsen sind. Untersucht wurden unter anderem das Silicon Valley (Aydalot 1988; Crevoisier und Maillat 1991; Saxenian 1989), die Region Emilia-Romagna in Norditalien (Crevoisier und Maillat 1991; Stöhr 1986), Baden-Württemberg (Quévit 1991), Hamburg (Läpple 1994a), das Ruhrgebiet (Läpple 1994b) und verschiedene Regionen Bayerns (Maier und Rösch 1996). Die Arbeiten der „Milieu-Forscher“ erscheinen jedoch im vorliegenden Fall wenig hilfreich, weil sie in aller Regel eine stringente und kritische ökonomische Analyse vermissen lassen, die sich von Fallbeispielen löst und konkrete Anhaltspunkte für Aktivitäten regionalpolitischer Entscheidungsträger liefern könnte (Tödtling 1993: 7). Auch die jüngsten Krisenerscheinungen in einem der Musterbeispiele der „Milieu-Forscher“, Baden-Württemberg, lassen Zweifel an der Eignung des Konzepts der innovativen Milieus als Theorie aufkommen (Braczyk 1996).

<sup>193</sup> In beiden Fällen geht es letztlich um die Verringerung von Transaktionskosten in einer weiten Definition.

Die Informations- und Verhandlungskosten werden beispielsweise dadurch gesenkt, daß Technologietransfer-Stellen an Hochschulen oder „Kontaktbörsen“ Anbieter und Nachfrager von Informationen zusammenführen, die ohne diese Institutionen nicht zusammengefunden oder gemeinsame Interessen nicht identifiziert hätten. In gleicher Weise können auch Institutionen wie IHKs oder Verbände wirken, welche ihren Mitgliedern Informations- und Kommunikationsforen bieten (Weder und Grubel 1993: 508).

Clubs und Netzwerke dagegen ermöglichen die Internalisierung eher dadurch, daß sie die Unsicherheit der potentiellen Nachfrager über den Wert von Informationen durch die Reputation des Informationsanbieters oder soziale Normen und Sanktionsmechanismen vermindern. Wo räumliche Entfernungen und damit die Transaktionskosten von „face-to-face“-Kontakten gering sind, entwickeln sich im allgemeinen besonders enge wirtschaftliche und soziale Beziehungen mit häufigen Interaktionen zwischen den Beteiligten.<sup>194</sup> Es bilden und erneuern sich immer wieder Vertrauensverhältnisse. Unter diesen Bedingungen werden selbst vertrauliche Informationen und wertvolles Wissen ohne eine direkte Gegenleistung preisgegeben. Die der Übermittlung vorausgehende Bewertung der Informationen kann beispielsweise durch soziale Bindungen und Sanktionsmechanismen ersetzt werden, welche die Unsicherheit der Nachfrager entscheidend verringern können (Bröcker 1995: 120): So kann die Bewertung der einzelnen Informationen ex post durch den Nachfrager erfolgen und sich in dem Wert der Informationen niederschlagen, die er später seinerseits einbringt. Die durch die sozialen Beziehungen geschaffene Transparenz kann zugleich als Kontrollmechanismus fungieren, der verhindert, daß ein Clubmitglied die erhaltenen Informationen systematisch unterbewertet.

Um den Grad der Internalisierung der Externalitäten von FuE zu erhöhen, könnte der Staat in einer Region solche Institutionen fördern, die in der Lage sind, noch vorhandene Internalisierungsdefizite zu verringern. Die Förderung kann darin bestehen, vorhandene Institutionen finanziell zu unterstützen, deren Informationsangebot oder Vermittlungstätigkeit es auszubauen gilt. Sie kann aber auch darin bestehen, neue Institutionen ins Leben zu rufen, die durch Private aufgrund zu hoher Transaktionskosten nicht gegründet werden. Ebenso wie bei der Subventionierung von FuE steht ein staatlicher Entscheidungsträger auf

---

<sup>194</sup> Entsprechend wird in der Literatur immer wieder die Bedeutung von Agglomerationen für die Diffusion von Innovationen und Wissen hervorgehoben. Vgl. vor allem Hägerstrand (1967), Jacobs (1969), Pred (1977), Rogers (1983), Bairoch (1991) und Glaeser (1994). Zu den Barrieren der Interaktionen im Raum vgl. im einzelnen Nijkamp et al. (1990).

regionaler Ebene freilich auch bei einer Förderung von Institutionen des Wissenstransfers vor erheblichen Informationsproblemen. Zum einen muß er die bestehenden Institutionen zum Wissenstransfer kennen und hinsichtlich der Höhe ihrer sozialen Grenzerträge einschätzen können, um zu verhindern, daß wenig produktive Institutionen zu stark gefördert werden. Zum zweiten muß er erkennen, in welchen Bereichen Defizite bei der Internalisierung besonders gravierend sind und welche Institutionen besonders geeignet sind, diese Defizite zu beseitigen. Zum dritten ist sicherzustellen, daß Institutionen wie Kammern und Verbände, deren Hauptziel nicht in der Förderung von Wissensdiffusion besteht, Fördermittel nicht zweckfremd verwenden können — etwa zur Finanzierung von Lobbying-Aktivitäten zur Erzielung zusätzlicher Subventionen in anderen Bereichen (Weder und Grubel 1993). Zum vierten schließlich muß der staatliche Entscheidungsträger ausschließen können, daß die staatliche Förderung zu einem gesamtwirtschaftlich ineffizienten „crowding-out“ privater Institutionen führt: Zum einen können marktliche Institutionen wie Beratungs- und Vermittlungsunternehmen durch staatliche oder staatlich geförderte Institutionen vom Markt verdrängt werden. Zum anderen können Institutionen wie Clubs und Netzwerke, in denen ein Wissensaustausch auf der Grundlage intrinsischer Motive stattfindet, geschwächt oder zerstört werden, wenn der Staat finanzielle (extrinsische) Anreize für entsprechende Aktivitäten setzt.

Um die Problematik des „crowding-out“ von Institutionen zu verdeutlichen, die auf intrinsischen Motiven basieren, erscheint es hilfreich, die möglichen individuellen Beweggründe, die zu einer stabilen Wissensaustausch-Beziehung in solchen Clubs oder Netzwerken führen, theoretisch auf der Grundlage des Geschenke-Austausch-Modells (gift exchange) von Akerlof (1982) zu analysieren, welches eine mögliche Form des Wissensaustauschs in Clubs oder Netzwerken beschreibt. Das Modell beschreibt dauerhafte, stabile Austauschbeziehungen, in denen sich Individuen wiederholt gegenseitig „beschenken“, scheinbar ohne eine Gegenleistung zu erwarten. Die in diesem Modell bisher offene Frage, die zugleich das zentrale Problem eines staatlichen Entscheidungsträgers im Fall der Förderung von Wissensaustausch charakterisiert, ist: Aufgrund welcher Motive werden die am Geschenke-Austausch Beteiligten nicht zu Trittbrettfahrern? Welchen Anreiz haben Beschenkte, ihrerseits wiederum (einseitig) Geschenke zu verteilen und auf diese Weise einen Zerfall des Austauschverhältnisses zu verhindern?

Die Motive der Beteiligten können intrinsischer oder extrinsischer Natur sein. Einige Autoren erklären das Pflegen und Ausbauen von Geschenke-Austausch-Beziehungen durch intrinsische Motivation: Die beteiligten Personen erwarten

keinerlei Gegenleistung, sondern ziehen einen Nutzen aus dem Akt des Schenkens selbst (Brandes und Weise 1995: 237, 250 f.). Sie befriedigen damit ein soziales, nicht ein ökonomisches Bedürfnis.<sup>195</sup> Hinter dieser Interpretation steht die Vorstellung von einem „homo socio-oeconomicus“ (Weise 1989) — eines homo oeconomicus, der neben seinen „ökonomischen Präferenzen“ eingespielten sozialen Regeln zu folgen bestrebt ist, die durch seine (soziale) Umwelt geprägt werden.

Andere Autoren erklären Geschenke-Austausch-Beziehungen dagegen strikt ökonomisch durch extrinsische Motivation. Sie interpretieren das Geschenk als eine Investition unter Unsicherheit, letztlich also als eine marktliche Transaktion, deren integraler Bestandteil die erwartete Gegenleistung ist (vgl. z.B. Herden 1992: 75 ff. und Franz 1996). Wenn dennoch auf eine sofortige Gegenleistung verzichtet wird, so erklären sie dies durch die Reputation des Beschenkten sowie durch den Risikoabschlag, um den der Wert des Geschenks relativ zu dem der erwarteten Gegenleistung vermindert wird.

Der zentrale Unterschied zwischen einer durch intrinsische und einer durch extrinsische Motivation getriebenen Austauschbeziehung besteht in den Auswirkungen staatlicher Eingriffe (Brandes und Weise 1995; Frey 1992). Zum einen kann die intrinsische Motivation durch das Aussetzen finanzieller (extrinsischer) Anreize durch den Staat geschwächt werden. Zum anderen jedoch kann sich beim Ausbleiben extrinsischer Motivation die intrinsische Motivation verstärken.<sup>196</sup> Der staatliche Entscheidungsträger kann mit einer Subventionierung also die Clubs und Netzwerke zerstören, deren Funktionsweise auf intrinsischer Motivation, d.h. auf einem komplexen Gefüge von sozialen Normen und Sanktionsmechanismen beruht. Die Beteiligten verlagern ihre Aufmerksamkeit auf die Erzielung monetärer Einkommen aus Subventionen — die intrinsischen Motive treten demgegenüber in den Hintergrund.

Die Beschaffung und Bewertung der notwendigen Informationen durch den staatlichen Entscheidungsträger wird dadurch erschwert, daß die Grenzlinie zwischen den beiden Formen von Motivation fließend ist. So können sich die sozialen Regeln, die jedes der Individuen einzuhalten bestrebt ist, durch wiederholtes, ökonomisch strikt rationales Verhalten „eingeschliffen“ haben; ökonomisch rationales Verhalten erscheint schließlich als eine soziale Norm oder wird tatsäch-

<sup>195</sup> Dies schließt freilich nicht aus, daß das Austauschverhältnis auch ökonomisch vorteilhaft ist.

<sup>196</sup> Diese Hypothese, die auf De Charms (1968) zurückgeht, ist in verschiedenen psychologischen Experimenten bestätigt worden. Vgl. dazu z.B. Deci und Ryan (1985: 72 ff.), Heckhausen (1980: 613 ff.) sowie Notz (1975: 885 ff.).

lich dazu.<sup>197</sup> Auch wenn der staatliche Entscheidungsträger beobachten kann, daß alle an einem Club oder einem Netzwerk beteiligten Personen eine Norm (oder mehrere Normen) befolgen, so kann er nicht eindeutig erkennen, welche Motive dem zugrunde liegen: die explizite Maximierung des persönlichen Nutzens im ökonomischen Sinne (extrinsische Motivation) oder das Bedürfnis, die Norm um ihrer selbst willen zu erfüllen (intrinsische Motivation). Selbst die empirische Beobachtung, daß Trittbrettfahrer in der Institution offensichtlich geduldet werden,<sup>198</sup> deutet nicht mit Sicherheit darauf hin, daß die übrigen Beteiligten intrinsische Motive haben. Denn zum einen ist die empirische Beobachtung des Trittbrettfahrens mit Unsicherheit behaftet, wenn Leistung und Gegenleistung zeitlich auseinanderfallen. Und zum anderen wird systematisches Trittbrettfahren auch im Fall intrinsischer Motive durch die übrigen Beteiligten oftmals nur temporär geduldet (Homann 1995: 29 f.).

Insgesamt ist damit zum einen festzuhalten, daß die intraregionale Wissensdiffusion, die in den Modellen der neuen Wachstumstheorie als Black Box behandelt wird, zumindest zum Teil bereits im Rahmen von Institutionen internalisiert wird, die sich gemäß dem Coase-Theorem auf dezentraler Ebene ohne staatliches Zutun herausgebildet haben (z.B. Beratungsunternehmen, Verbände, Clubs und Netzwerke). Auch der Staat leistet auf regionaler Ebene einen Beitrag zur Internalisierung, indem er entweder direkt als Träger von Institutionen des Technologietransfers auftritt (z.B. Technologietransferzentralen) oder Institutionen betreibt, die als Kontakt- und Informationsbörsen fungieren (z.B. IHKS).<sup>199</sup> Zwar ist unbekannt, wie hoch der Internalisierungsgrad ist, jedoch deuten theoretische Überlegungen und empirische Untersuchungen (vgl. dazu Abschnitt C.I) darauf hin, daß er nicht unterschätzt werden sollte.<sup>200</sup> So sind die Transaktions-

---

<sup>197</sup> Wenn Menschen über Generationen hinweg immer wieder die Erfahrung machen, daß ein bestimmtes Verhaltensmuster individuell vorteilhaft ist, so werden sie dieses Verhaltensmuster schließlich wiederholen, ohne dessen Vorteile zuvor mit der gleichen Sorgfalt zu prüfen, mit der es noch ihre Vorfahren geprüft haben. Letztlich werden die Vorteile des Verhaltensmusters vollständig internalisiert; sie werden nicht mehr hinterfragt.

<sup>198</sup> In einer auf extrinsischer Motivation basierenden, stabilen Tauschbeziehung wird das Trittbrettfahren (Moral hazard) im allgemeinen nicht zu beobachten sein, weil es zur Zerstörung der Reputation des Trittbrettfahrers und zu seinem Ausschluß aus der Tauschbeziehung führt.

<sup>199</sup> Diese Funktion der IHKS allein rechtfertigt freilich kaum die staatliche Vorschrift der Zwangsgliedschaft von Unternehmen in IHKS bzw. Handwerkskammern.

<sup>200</sup> Herden und Heydebreck (1991) beispielsweise kommen für Baden-Württemberg zu dem Schluß, daß ein akuter Handlungsbedarf staatlicher Instanzen über das erreichte Ausmaß hinaus nicht besteht.

kosten für eine Internalisierung externer Effekte gemäß dem Coase-Theorem auf regionaler Ebene denkbar gering: Die besonders wichtigen „face-to-face“-Kontakte erfordern weder Zeit noch Reisekosten in nennenswertem Umfang. Zudem sind die möglichen Institutionen, innerhalb derer solche Kontakte stattfinden können, reichlich.

Zum zweiten ist festzuhalten, daß ein staatlicher Entscheidungsträger auf regionaler Ebene sowohl bei der Subventionierung von FuE als auch bei der Förderung von Institutionen des Wissenstransfers grundsätzlich vor erheblichen Informationsproblemen steht. Abgesehen davon, daß der Staat nicht mit Sicherheit ermitteln kann, in welchem Umfang die Externalitäten von FuE bereits ohne staatliches Zutun internalisiert werden und wie hoch das optimale Subventionsvolumen in einer Region insgesamt ist, ist im Fall der Subventionierung von FuE unbekannt, wie hoch die individuellen sozialen Grenzerträge der einzelnen zu subventionierenden Forscher, Unternehmen oder Projekte sind. Im Fall der Förderung von Institutionen ist unbekannt, wie hoch die sozialen Grenzerträge der einzelnen Institutionen sind und ob die staatliche Förderung zu einem „crowding-out“ marktlicher oder sozialer Institutionen führt. Die ökonomische Forschung kann bisher sowohl auf empirischer als auch auf theoretischer Ebene wenig zur Lösung dieser Informationsprobleme beitragen. Daher ist zum gegenwärtigen Zeitpunkt auf der Grundlage ökonomischer Kriterien nicht zu entscheiden, in welcher Form und in welchem Umfang der Staat auf regionaler Ebene grundsätzlich zu einer Internalisierung der externen Effekte von FuE beitragen sollte und wie hoch der Beitrag ist, den er gegenwärtig zur Internalisierung leistet.

## II. Zur regionalen Verteilungspolitik durch überregionale Gebietskörperschaften

Die empirisch beobachtete Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen (Kapitel D) scheint eine zusätzliche, nachträgliche Rechtfertigung für die auf der Ebene der EU sowie auf Bundes- und Länderebene in Deutschland bereits seit langem betriebene regionale Ausgleichspolitik zu liefern.<sup>201</sup> Wenn, so könnte

---

<sup>201</sup> Grundsätzlich werden drei mögliche Ziele der regionalen Wirtschaftspolitik unterschieden (Fürst et al. 1976: 99 ff.): (i) wachstumspolitische Ziele, die darin bestehen, eine effiziente räumliche Allokation von Ressourcen zu gewährleisten, die die Wachstumsdynamik aller Regionen zusammengenommen maximiert, (ii) stabilitätspolitische Ziele, die darin bestehen, konjunkturelle und strukturelle Krisen in einzel-

argumentiert werden, das freie Spiel der Marktkräfte zu einer zunehmenden regionalen Ungleichverteilung der Einkommen führt, erfordert das politische Ziel der Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse eine regionale Ausgleichspolitik, etwa in Form einer Umverteilung von Ressourcen zu Lasten der reicheren und zugunsten der ärmeren Regionen (vgl. z.B. BMBau 1993: 1; 1996: 11 ff.).<sup>202</sup> Eine solche Argumentation vermag jedoch — zumindest für Westdeutschland — aus verschiedenen Gründen nicht zu überzeugen:

- Zum einen zeigen die empirischen Untersuchungen in Kapitel D (Konvergenz/Divergenz), daß die Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen recht schwach ausgeprägt ist. Es wird demnach langfristig zwar zu einer graduellen, nicht aber zu einer grundlegenden Verschärfung regionaler Disparitäten kommen.
- Einer kollektiven „Verelendung“ der Bevölkerung in einzelnen Regionen — als einem zumindest theoretisch möglichen Extrem der Einkommensdivergenz — wird bereits mit bundesweit einheitlichen Institutionen entgegengewirkt, die auf individueller Ebene greifen. Mit der progressiven Einkommensbesteuerung sowie den Maßnahmen der Sozial- und Arbeitsmarktpolitik wird ein Nachteilsausgleich sichergestellt; die individuellen Unterstützungsmaßnahmen definieren dabei eine Art Untergrenze für das „Mindest-Pro-Kopf-Einkommen“ in den Regionen.
- Die Politik in den Regionen selbst hat einen erheblichen Einfluß auf deren wirtschaftliche Lage. Wie die Schätzungen in Kapitel D (Konvergenz/Divergenz) zeigen, ist die Position einer Region in der regionalen Einkommensverteilung nicht unverrückbar festgelegt; es gibt für Regionen weder eine Armutsfalle noch eine Reichtumsgarantie. Entsprechend steht die Rechtfertigung regionaler Umverteilung mit dem Argument, systemimmanente Fehler der marktwirtschaftlichen Ordnung führten systematisch zu einer „falschen“ oder „ungerechten“ Einkommensverteilung, auf tönernen Füßen. Zwar gibt es, wie

---

nen Regionen zu vermeiden bzw. ihre Folgen in Form eines sinkenden Arbeitsplatzangebots und zunehmender Abwanderungsanreize zu begrenzen, und (iii) ausgleichspolitische Ziele, die darin bestehen, die Entwicklungsunterschiede zwischen Regionen zu begrenzen. Zu den Zielkonflikten insbesondere zwischen den wachstums- und den ausgleichspolitischen Zielen, die hier nicht im einzelnen dargelegt werden sollen, vgl. Fürst et al. (1976: 109 ff.).

<sup>202</sup> Eine weitere, mögliche Maßnahme zentralstaatlicher Regionalpolitik zur Verringerung regionaler Wachstums- und Einkommensunterschiede, auf die hier nicht näher eingegangen werden kann, ist die Förderung des interregionalen Technologie- und Wissenstransfers, die dazu beiträgt, regionale Unterschiede im Stand des Wissens und der eingesetzten (Produktions-)Technologien einzuebnen.

sich in Kapitel C (Determinanten des Wachstums) gezeigt hat, Kräfte wie die positiven Externalitäten von FuE, die einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen Vorschub leisten. Auf der anderen Seite jedoch gibt es auch Kräfte, die eine solche Divergenz bremsen (z.B. Agglomerationsnachteile) bzw. eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hervorrufen. Die Dynamik der regionalen Einkommensverteilung ist damit in keiner Weise vorbestimmt. Sie ergibt sich aus dem Zusammenspiel all dieser Kräfte, wobei die Gewichte der einzelnen Kräfte wirtschaftspolitisch vor Ort durchaus beeinflussbar sind.<sup>203</sup>

Doch selbst wenn sich ökonomisch stichhaltige Argumente für eine gleichsorientierte Regionalpolitik finden ließen, wird es doch kaum möglich sein, das Ziel der Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse zu operationalisieren und einen effizienten Mitteleinsatz zu gewährleisten (Fürst et al. 1976: 104 ff.; Soltwedel 1987: 143 f.). „Lebensverhältnisse“ werden nach allgemeinem Verständnis nicht nur durch monetäre Größen wie das Pro-Kopf-Einkommen determiniert, sondern auch durch qualitative Faktoren wie die Versorgung mit staatlichen und privaten Gütern und Dienstleistungen, die Umweltqualität oder den Freizeitwert. Die relative Bewertung dieser verschiedenen Faktoren kann nur auf der Grundlage individueller Präferenzen erfolgen, die sehr unterschiedlich sind. Entsprechend unpräzise bleibt die offizielle Auslegung des Ziels der „Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse“ durch die Bundesregierung (BMBau 1996: 12 f.): Einerseits wird gefordert, daß eine Grundversorgung der Bevölkerung mit Infrastruktureinrichtungen gewährleistet sein sollte. Andererseits wird aber betont, daß „Gleichwertigkeit“ nicht mit „Gleichartigkeit“ verwechselt werden sollte; die „Vielfalt“ der Lebensverhältnisse, die Spielräume für unterschiedliche Entwicklungen und Eigeninitiative in den Regionen läßt, wird durchaus als erstrebenswert angesehen. Auch im Bereich der Wissenschaft gelingt eine Operationalisierung nur sehr begrenzt (Fürst et al. 1976: 104 f.).

Ist bereits das Ziel der Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse unklar, so ist es um so schwieriger, effiziente wirtschaftspolitische Maßnahmen abzuleiten,

---

<sup>203</sup> Voraussetzung hierfür ist freilich, daß die wirtschaftspolitische Handlungs- und Gestaltungsfreiheit regionaler Gebietskörperschaften einerseits und ihre finanzpolitische Verantwortung andererseits nicht zu stark eingeschränkt werden. Als Richtschnur für die Zuordnung wirtschaftspolitischer Kompetenzen auf administrative Ebenen kann die Theorie des Fiskalföderalismus herangezogen werden.

mit denen dieses Ziel erreicht werden kann.<sup>204</sup> Das gegenwärtig eingesetzte Instrumentarium der Regionalpolitik jedenfalls scheint — den Ergebnissen der vorliegenden Untersuchung zufolge (Kapitel C: Determinanten des Wachstums) — trotz erheblichen finanziellen Volumens und trotz erheblichen Verwaltungsaufwands keine nachhaltigen Wirkungen zu zeitigen: Weder der kommunale Finanzausgleich noch die Maßnahmen zur Investitionsförderung haben einen erkennbaren Einfluß auf die regionale Wachstumsdynamik.

### III. Fazit

Obwohl die empirischen Implikationen des Modells von Romer in der vorliegenden Arbeit nicht verworfen werden, sind seine wirtschaftspolitischen Implikationen insbesondere im Hinblick auf die Internalisierung der positiven Externalitäten von FuE doch wenig hilfreich. Problematisch erscheint insbesondere, daß der Prozeß der Wissensdiffusion zwischen Forschern im Modell eine Black Box ist, die durch eine stark vereinfachende Annahme umgangen wird: Es wird ein Marktversagen aufgrund (lokaler) positiver Externalitäten von FuE unterstellt.<sup>205</sup> Tatsächlich jedoch wird Wissensdiffusion auf regionaler Ebene, wo die Transaktionskosten des Wissensaustauschs vergleichsweise gering sind, zumindest zum Teil im Rahmen privater Institutionen internalisiert. Daher ist der staatliche Handlungsbedarf auf regionaler Ebene geringer, als es die Theorie nahelegt. Hinzu kommt, daß der Staat in der Praxis bereits einen Beitrag zur Internalisierung der Externalitäten leistet, indem er Institutionen des Technologietransfers betreibt, Informations- und Diskussionsforen zur Verfügung stellt und

---

<sup>204</sup> So betont die Bundesregierung einerseits, daß die wirtschaftsstarken Regionen und Zentren als „räumliche Leistungsträger“ maßgeblich zum Potential und zur Finanzierung für einen räumlichen Ausgleich in Deutschland beitragen sollen. Zugleich aber sollen sie in ihrer Funktionsfähigkeit gesichert und weiterentwickelt werden (BMBau 1993: 4).

<sup>205</sup> Für Solow (1991) und Pasinetti (1994) ist diese Annahme nur eines von mehreren Indizien dafür, daß die Modelle der neuen Wachstumstheorie bisher eine eklatante Schwäche bei der ökonomischen Begründung von Verhaltensannahmen aufweisen: „Most of the time, assumptions are made for the sake of convenience: when an analytical problem appears, and one particular assumption appears convenient for solving it, that assumption is made, with no further justification“ (Pasinetti 1994: 356). Eine weitere die Modellanalyse vereinfachende, ökonomisch aber kaum zu rechtfertigende Annahme ist, daß sich die Produktionselastizitäten der akkumulierbaren Faktoren genau zu eins addieren.

direkte FuE-Subventionen zahlt. All diese Maßnahmen werden durchgeführt, obwohl staatliche Entscheidungsträger sowohl bei der Subventionierung von FuE als auch bei der staatlichen Förderung von Institutionen vor enormen Informationsproblemen stehen, die keine verlässliche Prognose darüber erlauben, ob die staatlichen Interventionen zu einer Erhöhung oder zu einer Verringerung der Wohlfahrt führen.

Um die Unsicherheit wirtschaftspolitischer Entscheidungsträger zu verringern, die das Ziel verfolgen, die Wohlfahrt ihrer Regionen zu maximieren, ist die ökonomische — und hier insbesondere die institutionenökonomische — Forschung gefordert, die Black Box der Wissensdiffusion in der neuen Wachstumstheorie zu öffnen, detaillierte Hypothesen über die Institutionen des Wissenstransfers zu entwickeln und damit die Basis für theoretisch fundierte empirische Analysen zu bereiten, welche zu einer Verringerung der praktischen Informationsprobleme beitragen können.

## **F. Zusammenfassung der Ergebnisse**

Anhand der Wirtschaftsentwicklung in 75 westdeutschen Regionen im Zeitraum 1976–1992 wird empirisch untersucht, (i) welche ökonomischen Kräfte das regionale Wachstum beeinflussen und (ii) ob diese in ihrer Gesamtheit zu einer Konvergenz oder einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen führen. Ferner wird (iii) erörtert, welchen Einfluß wirtschaftspolitische Entscheidungsträger auf regionaler und nationaler Ebene auf das freie Spiel der Marktkräfte nehmen können, um das Wachstum zu fördern. Als theoretische Grundlage für die Beantwortung dieser drei Fragen dient das Wachstumsmodell von Romer (1990a). Aus der Theorie werden zwei Hypothesen abgeleitet und empirisch überprüft: Die erste Hypothese besagt, daß die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in einer Region um so höher ist, je größer die Zahl bzw. Dichte an Forschern in der Region und je höher die räumlich begrenzten positiven Externalitäten von Forschung und Entwicklung (FuE) sind (lokale Wissensdiffusion); die zweite Hypothese besagt, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen divergieren. Vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse, welche beide Hypothesen nicht verwerfen, werden wirtschaftspolitische Implikationen des theoretischen Modells kritisch analysiert.

Die Schätzergebnisse zur Überprüfung der ersten Hypothese deuten darauf hin, daß die reichliche Ausstattung von Regionen mit industriellen Forschern der regionalen Wachstumsdynamik vor allem dann zuträglich ist, wenn zwischen den Forschern ein intensiver Wissens- und Erfahrungsaustausch stattfindet. Dabei erweist sich intersektorale Wissensdiffusion als besonders produktivitäts- und wachstumsfördernd: Der interdisziplinäre Wissens- und Erfahrungsaustausch, der zu neuartigen Kombinationen von Produktionsfaktoren, Produkten und Verfahren führen kann, scheint die wirtschaftliche Dynamik stärker zu forcieren als der Austausch zwischen konkurrierenden Unternehmen oder Forschern innerhalb eines Sektors. Neben den industriellen Forschern tragen auch Forscher an nahegelegenen Hochschulen zur Akkumulation des in einer Region verfügbaren technischen Wissens und damit zum regionalen Wirtschaftswachstum bei.

Als weitere, die regionale Wachstumsdynamik forcierende Einflußgröße werden externe Vorteile der Urbanisierung identifiziert, die unter anderem aus einer hohen Dichte an sonstigen hochqualifizierten Beschäftigten in der Industrie und dem Dienstleistungsgewerbe resultieren dürften, unter anderem Kaufleuten,

Marketing-Fachleuten, Juristen und Software-Spezialisten. Auch eine hohe Spezialisierung von Regionen auf die industrielle Fertigung, die sich vergleichsweise stark auf periphere Regionen konzentriert, erweist sich als wachstumsfördernd. Hierin könnten zum einen externe Vorteile der Lokalisierung der Fertigung zum Ausdruck kommen. Zum anderen könnte sich hierin aber auch der Technologietransfer von den Zentren der industriellen Forschung in einigen Großstädten zu den Standorten der industriellen Produktion in peripheren Regionen widerspiegeln: Die vornehmlich in den Zentren entwickelten Innovationen könnten auch in peripheren Regionen Produktivitätssteigerungen ermöglichen oder den Unternehmen neue Absatzchancen eröffnen.

Eher wachstumshemmend wirken dagegen negative Externalitäten der Urbanisierung sowie eine hohe Konzentration strukturschwacher „Altindustrien“ (Bergbau, Stahlerzeugung, Schiffbau und Textilindustrie). Die von der neuen Handelstheorie betonten Vorteile der Lokalisierung von Branchen spielen dagegen keine Rolle. Auch von der regionalen Umverteilung staatlicher Mittel im Rahmen des kommunalen Finanzausgleichs und der staatlichen Investitionsförderung geht nach den Ergebnissen dieser Untersuchung überraschenderweise kein identifizierbarer Einfluß auf die regionale Wachstumsdynamik aus.

Die unter Verwendung verschiedener Methoden gewonnenen Schätzergebnisse zur Überprüfung der Divergenzhypothese deuten darauf hin, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland divergieren: Während die Pro-Kopf-Einkommen eines Großteils der Regionen gegen ein leicht unterdurchschnittliches Einkommensniveau konvergieren, weisen einige reiche Regionen eine nach wie vor hohe Wachstumsdynamik auf. Ihre Pro-Kopf-Einkommen divergieren gegenüber den Pro-Kopf-Einkommen der Mehrzahl der Regionen. Die Divergenz ist jedoch nicht so stark ausgeprägt, daß sie einkommensschwache Regionen in eine „Armutsfalle“ oder einkommensstarke Regionen in einen geschlossenen „Club der Reichen“ führte. Arme Regionen haben gute Chancen und nehmen diese auch immer wieder wahr, gegenüber dem Gros der Regionen aufzuholen. Und reiche Regionen sind immer mit der Gefahr konfrontiert, ins „Mittelmaß“ zurückzufallen. Wie die einstmals sehr reichen Ballungsräume Ruhrgebiet, Düsseldorf und Hamburg zeigen, gibt es keine Garantie, auch in Zukunft reich zu bleiben, wenn eine Region einmal an der Spitze der Einkommenshierarchie angelangt ist.

Auch wenn die aus dem theoretischen Modell von Romer abgeleiteten Testhypothesen empirisch nicht verworfen werden, so sind die wirtschaftspolitischen Implikationen des Modells doch kritisch zu beurteilen. Insbesondere die Empfehlung an regionale wirtschaftspolitische Entscheidungsträger, die räumlich be-

grenzten positiven Externalitäten von FuE zu internalisieren, um über verstärkte Anreize zur FuE das regionale Wachstum zu forcieren, erweist sich als theoretisch unzureichend begründet und praktisch fragwürdig.

Theoretisch unzureichend begründet sind staatliche Eingriffe, weil im Modell lediglich *angenommen* wird, daß die Externalitäten von FuE nicht internalisiert werden; der Prozeß der Wissensdiffusion zwischen Forschern wird als Black Box modelliert. Tatsächlich aber gibt es Anhaltspunkte dafür, daß auf regionaler Ebene — entsprechend dem Coase-Theorem — zumindest ein Teil der Wissensdiffusion bereits im Rahmen privater Institutionen internalisiert wird. Zu diesen Institutionen zählen vor allem Wirtschaftsverbände, Industrie- und Handelskammern sowie private Berater, aber auch „Clubs“, lokale Netzwerke und soziale Institutionen. Somit ist nicht sicher, ob überhaupt ein dringender Handlungsbedarf des Staates besteht.

Praktisch fragwürdig sind staatliche Eingriffe zur Internalisierung externer Effekte von FuE auf regionaler Ebene vor allem aufgrund der enormen Informationsprobleme staatlicher Entscheidungsträger. Dies gilt sowohl für die Subventionierung von FuE als auch für die staatliche Förderung von Institutionen, die der dezentralen Internalisierung à la Coase dienen: Im Fall der FuE-Subventionen ist unbekannt, wie hoch die zu entgeltende Differenz zwischen dem sozialen und dem privaten Grenzertrag von FuE ist und in welchem Umfang bereits eine Internalisierung im Rahmen privater Institutionen erfolgt; im Fall der Förderung von Institutionen zum Wissensaustausch ist weitgehend unbekannt, welche Institutionen besonders förderungswürdig sind und in welchen Fällen die finanzielle Förderung zu einem „crowding-out“ kommerzieller Anbieter oder sozialer Institutionen der Wissensaustauschs führt.

Die ökonomische Forschung kann derzeit weder eine verlässliche Antwort auf die Frage geben, ob die gegenwärtig praktizierte Subventionierung von FuE sowie von Institutionen zur Internalisierung externer Effekte tatsächlich zu einer höheren Wachstumsdynamik führt, noch kann sie die Frage beantworten, welche der beiden diskutierten Formen staatlicher Eingriffe ein gegebenes Ziel mit den geringeren Kosten erreicht bzw. bei gegebenem Ressourcenaufwand den höheren Ertrag bringt. Eine künftige Aufgabe der theoretischen und empirischen Regionalforschung besteht darin, die Black Box der Wissensdiffusion zu öffnen. Sie ist gefordert, falsifizierbare Hypothesen über die Institutionen und die Arten des Wissenstransfers auf regionaler Ebene zu entwickeln und damit die Voraussetzungen für theoretisch fundierte empirische Analysen zu schaffen, welche zu einer Verringerung der praktischen Informationsprobleme des Staates beitragen können.

# Anhang

## I. Statistische Grundlagen der Schätzungen

### a. Zur Abgrenzung der 75 westdeutschen Regionen

Die statistische Basis der Schätzungen in den Kapiteln C (Determinanten des Wachstums) und D (Konvergenzregressionen, Markov-Ketten) bilden in geographischer Hinsicht die zu 75 Regionen zusammengefaßten 327 westdeutschen Landkreise und kreisfreien Städte.<sup>206</sup> Mit der Zusammenfassung von Landkreisen und kreisfreien Städten zu Regionen wird das Ziel verfolgt, möglichst geschlossene regionale Wirtschaftsräume zu definieren, um zum einen die Verzerrungen der Pro-Kopf-Einkommen durch interregionale Pendlerströme und zum anderen die interregionalen wirtschaftlichen Verflechtungen zu minimieren.<sup>207</sup>

Die Pro-Kopf-Einkommen sind durch Pendlerströme verzerrt, weil die Größe im Zähler (reales Bruttoinlandsprodukt) am Arbeitsort, die Größe im Nenner (Bevölkerung) aber am Wohnort erhoben wird. Folglich wird das tatsächliche Pro-Kopf-Einkommen der Einwohner von Regionen überzeichnet, in die mehr Erwerbstätige ein- als auspendeln.<sup>208</sup> Die interregionalen wirtschaftlichen Ver-

---

<sup>206</sup> Berlin wird von der Untersuchung ausgeschlossen, weil die Stadt bis 1989 eine Inselanlage hatte, deren ökonomische und politische Besonderheiten die Untersuchungsergebnisse verzerren könnten.

<sup>207</sup> Das Minimierungsproblem steht freilich unter der Restriktion, eine möglichst hohe Zahl von Beobachtungen (Regionen) und damit von Freiheitsgraden in den Schätzungen zu erhalten, die verlässliche Ergebnisse ermöglichen.

<sup>208</sup> Dies ist einer der wesentlichen Gründe für die im Bundesländervergleich als sehr hoch angesehenen Pro-Kopf-Einkommen der Stadtstaaten Hamburg und Bremen. In Hamburg beispielsweise betrug der relative Einpendlerüberschuß 1987 gut 25 vH (Netto-Einpendler/Erwerbstätige am Wohnort). Wird angenommen, daß jeder Einpendler im Durchschnitt einen gleich hohen Beitrag zum Sozialprodukt leistet wie ein heimischer Erwerbstätiger, so wird ein Fünftel des Hamburger Bruttoinlandsprodukts durch nicht in Hamburg wohnende Erwerbstätige erwirtschaftet. Wird ferner angenommen, daß die Familien von Einheimischen und Einpendlern im Durchschnitt gleich groß sind, so daß der Quotient von einem Fünftel als Korrekturfaktor für das (reale) Pro-Kopf-Einkommen verwandt werden kann, so hatte Hamburg 1987 ein Pro-Kopf-Einkommen von rund 46 000 DM, das sich deutlich weniger stark von

flechtungen resultieren — neben den Pendlerströmen — aus starken Handels- und Kapitalverflechtungen der Unternehmen. Mit diesen Verflechtungen dürfte auch ein Informations- und Wissensaustausch verbunden sein. Durch die Zusammenfassung benachbarter, stark verflochtener kreisfreier Städte und Landkreise zu einer Region sollen also letztlich Regionen mit möglichst einheitlichen Wachstumsdeterminanten geschaffen, lokale Wissensdiffusion als überwiegend intraregionale Phänomene definiert und die Wahrscheinlichkeit räumlicher Autokorrelation in den Residuen der Regressionen minimiert werden.

Die Abgrenzung der Regionen (Tabelle A1, Schaubild A1) erfolgt derart, daß zunächst alle 29 kreisfreien Städte mit 100 000 und mehr Einwohnern sowie einer Bevölkerungsdichte von mindestens 1 000 Einwohnern je qkm im Jahr 1976 als Kerne (Agglomerationszentren) jeweils eines Wirtschaftsraums bzw. einer Region definiert werden. Diesen Agglomerationszentren werden benachbarte Landkreise zugeordnet, deren Auspendlerüberschuß im Jahr 1987 auf intensive wirtschaftliche Verflechtungen mit dem benachbarten Zentrum hindeutet.<sup>209</sup> Das Zentrum und seine Umlandkreise zusammen werden als eine Region definiert, die vereinfachend als Agglomeration bezeichnet wird (Schaubild A1). Die übrigen Landkreise werden — ebenfalls nach Maßgabe der Pendlerverflechtungen im Jahr 1987 — zu 46 Regionen zusammengefaßt, wobei als (Neben-) Ziel angestrebt wird, räumlich in etwa gleich große Regionen wie die Agglomerationen zu schaffen. Diese Regionen werden vereinfachend als periphere Regionen bezeichnet. Durch die Zusammenfassung der relativ eng verflochtenen Landkreise und kreisfreien Städte wird die Intensität der interregionalen Pendlerverflechtungen sehr stark vermindert; der Variationskoeffizient (Standardabweichung/Mittelwert · 100) sinkt von 31,3 auf 5,9 (vgl. auch Schaubild A2).

---

dem Pro-Kopf-Einkommen des reichsten Flächenlandes (Hessen: rund 40 000 DM) unterscheidet als das üblicherweise verwandte unkorrigierte Pro-Kopf-Einkommen (57 000 DM).

<sup>209</sup> Zwar liegen Daten für bilaterale Pendlerverflechtungen zwischen Landkreisen bzw. kreisfreien Städten nicht vor. Da jedoch die Pendelintensität in aller Regel mit der Distanz zwischen Wohn- und Arbeitsort abnimmt, ermöglichen bereits die für die einzelnen Landkreise bzw. kreisfreien Städte vorliegenden Pendlersalden (Ein- oder Auspendlerüberschüsse) hinreichend verlässliche Rückschlüsse auf die Hauptrichtung der Pendlerströme. Die Datenbasis für die Pendlerströme bildet die Volkszählung 1987.

Tabelle A1 — Abgrenzung der 75 westdeutschen Regionen<sup>a</sup> (Stand 1976)

Reg-Nr.	Art	Name der Region	Landkreise/kreisfreie Städte	Einwohner	Bev. dichte
1	3	Schleswig	Flensburg, Nordfriesland, Schleswig-Flensburg	430 068	103
2		<i>Kiel</i>		695 621	202
1	1	Kiel	Kiel	259 403	2 337
2	2	Kiel-Umland	Rendsburg-Eckernförde, Plön, Neumünster	436 218	131
3	3	Dithmarschen	Dithmarschen, Steinburg	260 050	105
4		<i>Lübeck</i>		417 595	261
1	1	Lübeck	Lübeck	230 407	1 077
2	2	Lübeck-Umland	Ostholstein	187 188	135
5		<i>Hamburg</i>		2 809 021	383
1	1	Hamburg	Hamburg	1 698 615	2 249
2	2	Hamburg-Umland	Pinneberg, Segeberg, Stormarn, Hzgt. Lauenburg, Stade, Harburg	1 110 406	169
6	3	Lüneburg	Lüneburg, Uelzen, Lüchow-Dannenberg	275 275	74
7	3	Unterweser	Cuxhaven, Rotenburg, Wesermarsch, Bremerhaven	562 903	110
8		<i>Bremen</i>		1 111 129	228
1	1	Bremen	Bremen	568 217	1 739
2	2	Bremen-Umland	Osterholz, Verden, Diepholz, Delmenhorst, Oldenburg LK	542 912	82
9	3	Oldenburg	Oldenburg KS, Cloppenburg	242 619	160
10	3	Wilhelmshaven	Wilhelmshaven, Friesland, Wittmund, Ammerland	338 244	161
11	3	Ostfriesland	Aurich, Emden, Leer	360 291	145
12	3	Emsland	Emsland, Grafschaft Bentheim	352 702	91
13		<i>Osnabrück</i>		538 430	176
1	1	Osnabrück	Osnabrück KS	160 242	1 335
2	2	Osnabrück-Umland	Vechta, Osnabrück LK	378 188	129
14	3	Lüneburger Heide	Soltau-Fallingb. b. Celle	291 360	85
15		<i>Hannover</i>		1 347 358	309
1	1	Hannover	Hannover KS	547 077	2 682
2	2	Hannover-Umland	Hannover LK, Nienburg, Schaumburg	800 281	192
16	3	Hildesheim	Hildesheim, Goslar, Hameln-Pyrmont, Holzminden	713 172	195
17		<i>Braunschweig</i>		620 457	371
1	1	Braunschweig	Braunschweig	267 124	1 391
2	2	Braunschweig-Umland	Peine, Wolfenbüttel, Salzgitter	353 333	238
18	3	Wolfsburg	Wolfsburg, Helmstedt, Gifhorn	346 757	142
19	3	Göttingen	Göttingen, Osterode, Northeim	505 150	167
20		<i>Münster</i>		1 336 343	225
1	1	Münster	Münster	266 083	879
2	2	Münster-Umland	Steinfurt, Borken, Coesfeld, Warendorf	1 070 260	190
21		<i>Bielefeld</i>		1 439 521	353
1	1	Bielefeld	Bielefeld	314 258	1 220
2	2	Bielefeld-Umland	Minden-Lübbecke, Herford, Lippe, Gütersloh	1 125 263	295
22	3	Paderborn	Paderborn, Höxter	359 565	147

noch Tabelle A1

Reg-Nr.	Art	Name der Region	Landkreise/kreisfreie Städte	Einwohner	Bev. dichte
23		<i>Ruhr</i>		5 176 660	1016
	1	1 Ruhr	Duisburg, Essen, Oberhausen, Gelsenkirchen, Bochum, Dortmund	2 841 318	2 704
	2	2 Ruhr-Umland	Bottrop, Herne, Mühlheim, Wesel, Recklinghausen, Hamm, Unna, Kleve	2 335 342	577
24		<i>Düsseldorf</i>		2 447 512	907
	1	1 Düsseldorf	Düsseldorf, Mönchengladbach, Krefeld	1 101 612	2 098
	2	2 Düsseldorf-Umland	Neuss, Mettmann, Viersen, Heinsberg	1 345 900	619
25		<i>Wuppertal-Hagen</i>		1 946 582	676
	1	1 Wuppertal-Hagen	Wuppertal, Remscheid, Hagen	759 438	1 883
	2	2 Wuppertal-Hagen-Umland	Solingen, Ennepe-Ruhr-Kreis, Märkischer Kreis, Oberbergischer Kreis	1 187 144	480
26	3	3 Sauerland	Soest, Hochsauerlandkreis	537 476	164
27	3	3 Siegen	Olpe, Siegen-Wittgenstein	410 621	223
28		<i>Köln-Bonn</i>		2 998 847	508
	1	1 Köln-Bonn	Köln, Bonn, Leverkusen	1 430 732	2 288
	2	2 Köln-Bonn-Umland	Rhein.-Berg.-Kreis, Rhein-Sieg-Kreis, Erftkreis, Düren, Euskirchen, Ahrweiler	1 568 115	297
29		<i>Aachen</i>		529 467	749
	1	1 Aachen	Aachen KS	242 701	1 509
	2	2 Aachen-Umland	Aachen LK	286 766	525
30		<i>Kassel</i>		535 631	221
	1	1 Kassel	Kassel KS	201 705	1 889
	2	2 Kassel-Umland	Kassel LK, Werra-Meißner-Kreis	333 926	144
31	3	3 Nordhessen	Waldeck-Frankenberg, Schwalm-Eder-Kreis, Hersfeld-Rotenburg	464 363	104
32	3	3 Gießen	Gießen, Marburg-Biedenkopf, Lahn-Dill-Kreis, Limburg-Weilburg	849 730	217
33	3	3 Fulda	Vogelsbergkreis, Fulda	300 804	106
34		<i>Rhein-Main</i>		3 406 651	500
	1	1 Rhein-Main	Frankfurt, Darmstadt, Offenbach KS, Wiesbaden, Mainz	1 349 121	1 880
	2	2 Rhein-Main-Umland	Wetteraukreis, Main-Taunus-Kreis, Offenbach, Darmstadt-Dieburg, Groß-Gerau, Hochtaunuskreis, Main-Kinzig-Kreis, Rheingau-Taunus-Kreis, Mainz-Bingen	2 057 530	338
35	3	3 Westerwald	Altenkirchen, Westerwaldkreis, Neuwied	439 368	194
36		<i>Koblenz</i>		426 264	250
	1	1 Koblenz	Koblenz	116 960	1 114
	2	2 Koblenz-Umland	Mayen-Koblenz, Rhein-Lahn-Kreis	309 304	194
37	3	3 Eifel	Bitburg-Prüm, Daun, Bernkastel-Wittlich, Cochem-Zell, Rhein-Hunsrück-Kreis	406 592	75
38	3	3 Trier	Trier, Trier-Saarburg	220 890	183
39	3	3 Westpfalz	Birkenfeld, Bad Kreuznach, Worms, Alzey-Worms	406 574	172
40		<i>Saarbrücken</i>		1 088 961	423
	1	1 Saarbrücken	Saarbrücken	378 432	923
	2	2 Saarbrücken-Umland	Merzig-Wadern, Neunkirchen, Saarlouis, Saar-Pfalz-Kreis, St. Wendel	378 433	329

noch Tabelle A1

Reg-Nr.	Art	Name der Region	Landkreise/kreisfreie Städte	Einwohner	Bev. dichte
41	3	Kaiserslautern, Pirmasens	Kusel, Donnersbergkreis, Kaiserslautern KS, Kaiserslautern LK, Zweibrücken, Pirmasens KS, Pirmasens LK	528 927	173
42	3	Südpfalz	Landau (Pfalz), Südliche Weinstraße, Neustadt (Weinstr.)	184 446	220
43		<i>Rhein-Neckar</i>		1 614 830	521
1	1	Rhein-Neckar	Ludwigshafen KS, Heidelberg, Mannheim	604 503	1 821
2	2	Rhein-Neckar-Umland	Speyer, Frankenthal KS, Ludwigshafen LK, Rhein-Neckar-Kreis, Bad Dürkheim, Bergstraße	1 060 934	368
44		<i>Karlsruhe</i>		962 038	370
1	1	Karlsruhe	Karlsruhe KS	276 620	1 599
2	2	Karlsruhe-Umland	Karlsruhe LK, Rastatt, Baden-Baden, Germersheim	685 418	282
45		<i>Pforzheim</i>		389 442	265
1	1	Pforzheim	Pforzheim	107 877	1 101
2	2	Pforzheim-Umland	Enzkreis, Calw	126 133	205
46	3	Nordschwarzwald	Ortenaukreis, Freudenstadt	451 950	165
47		<i>Heilbronn</i>		345 048	288
1	1	Heilbronn	Heilbronn KS	112 411	1 124
2	2	Heilbronn-Umland	Heilbronn LK	232 637	211
48	3	Franken	Main-Tauber-Kreis, Neckar-Odenwald-Kreis, Hohenlohekreis, Schwäbisch-Hall	487 954	104
49		<i>Stuttgart</i>		2 327 860	637
1	1	Stuttgart	Stuttgart	590 135	2 851
2	2	Stuttgart-Umland	Böblingen, Esslingen, Göppingen, Ludwigsburg, Rems-Murr-Kreis	1 737 725	504
50	3	Neckar-Alb	Tübingen, Reutlingen, Zollernalbkreis	573 212	226
51	3	Ostwürttemberg	Ostalbkreis, Heidenheim	395 819	185
52	3	Schwarzwald-Baar-Heuberg	Rottweil, Schwarzwald-Baar, Tuttlingen	436 164	173
53		<i>Freiburg</i>		493 760	223
1	1	Freiburg	Freiburg/Breisgau	175 044	1 144
2	2	Freiburg-Umland	Breisgau-Hochschwarzwald, Emmendingen	318 716	155
54	3	Hochrhein-Bodensee	Lörrach, Waldshut	333 705	172
55	3	Bodensee-Oberschwaben	Konstanz, Bodenseekreis, Ravensburg, Sigmaringen	728 444	169
56	3	Donau-Iller (BW)	Alb-Donau-Kreis, Ulm, Biberach	404 426	140
57	3	Aschaffenburg	Miltenberg, Aschaffenburg KS, LK, Odenwaldkreis	398 173	189
58		<i>Würzburg</i>		379 381	160
1	1	Würzburg	Würzburg KS	115 946	1 320
2	2	Würzburg-Umland	Würzburg LK, Main-Spessart	263 435	115

noch Tabelle A1

Reg.-Nr.	Art	Name der Region	Landkreise/kreisfreie Städte	Einwohner	Bev. dichte
59	3	Main-Rhön	Rhön-Grabfeld, Bad Kissingen, Schweinfurt KS, LK, Haßberge	415 812	104
60	3	Oberfranken-West	Coburg KS, LK, Lichtenfels, Bamberg KS, LK, Kronach, Forchheim	550 702	150
61	3	Oberfranken-Ost	Hof KS, LK, Wunsiedel, Kulmbach, Bayreuth KS, LK	508 337	143
62	3	Oberpfalz Nord	Tirschenreuth, Neustadt/Waldnaab, Weiden, Amberg, Amberg-Sulzbach, Schwandorf, Neumarkt/Opf., Cham	701 036	85
63		<i>Nürnberg</i>		1 148 256	391
	1	1 Nürnberg	Nürnberg, Erlangen, Fürth KS	693 404	2 126
	2	2 Nürnberg-Umland	Erlangen-Höchstadt, Nürnberg-Land, Fürth LK, Roth, Schwabach	454 852	174
64	3	Mittelfranken	Neustadt/Aisch-Bad Windsheim, Ansbach KS, LK, Weißenburg-Gunzenhausen, Kitzingen	444 482	89
65		<i>Augsburg</i>		516 883	259
	1	1 Augsburg	Augsburg KS	246 193	1 673
	2	2 Augsburg-Umland	Augsburg LK, Aichach-Friedberg	270 690	146
66	3	Dillingen	Dillingen, Donau-Ries	195 195	94
67	3	Ingolstadt	Eichstätt, Ingolstadt, Neuburg-Schrobenhausen, Pfaffenhofen	332 233	117
68		<i>Regensburg</i>		353 102	139
	1	1 Regensburg	Regensburg KS	130 346	1 613
	2	2 Regensburg-Umland	Regensburg LK, Kelheim	222 756	90
69	3	Donau-Wald	Straubing, Straubing-Bogen, Regen, Deggen- dorf, Freyung-Grafenau, Passau KS, LK	571 754	100
70	3	Landshut	Landshut KS, LK, Dingolfing-Landau, Rottal-Inn	331 700	93
71	3	Donau-Ilser	Neu-Ulm, Günzburg, Unterallgäu, Memmingen	395 910	154
72	3	Allgäu	Kempten, Oberallgäu, Kaufbeuren, Ostallgäu, Lindau	401 268	120
73	3	Oberland	Weilheim-Schongau, Garmisch-Patenkirchen, Bad Tölz-Wolfratshausen	275 674	89
74		<i>München</i>		2 255 131	410
	1	1 München	München KS	1 314 572	4 235
	2	2 München-Umland	München LK, Fürstenfeldbruck, Dachau, Freising, Erding, Ebersberg, Starnberg, Landsberg/Lech	940 559	181
75	3	S-O-Oberbayern	Rosenheim KS, LK, Mühldorf/Inn, Altötting, Traunstein, Berchtesgadener Land, Miesbach	711 612	117

<sup>a</sup>Die Grundlage bilden die 327 Landkreise (LK) und kreisfreien Städte (KS), ohne West-Berlin. Art: 1 — Agglomerationszentrum, 2 — Agglomerationsumland, 3 — periphere Region. Agglomerationen sind kursiv gedruckt.

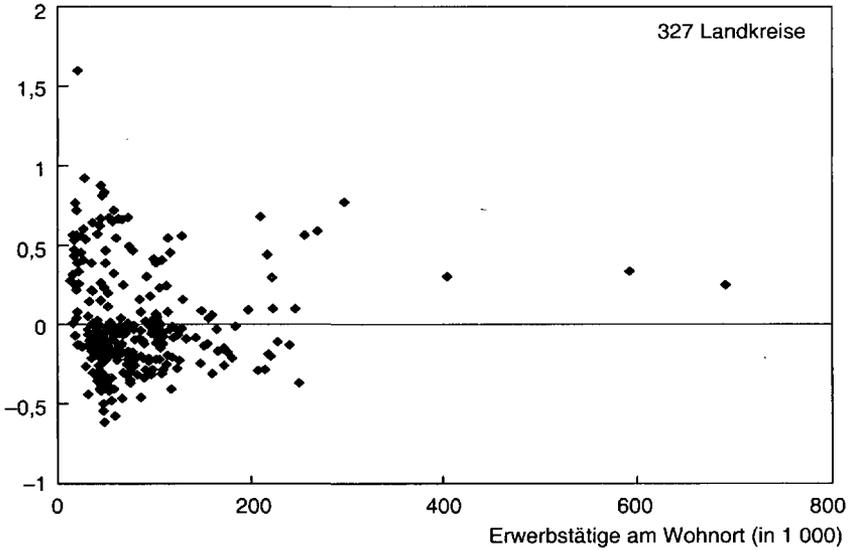
Quelle: Anhang I.d.

Schaubild A1 — Abgrenzung der 75 Regionen — Agglomerationen und periphere Regionen

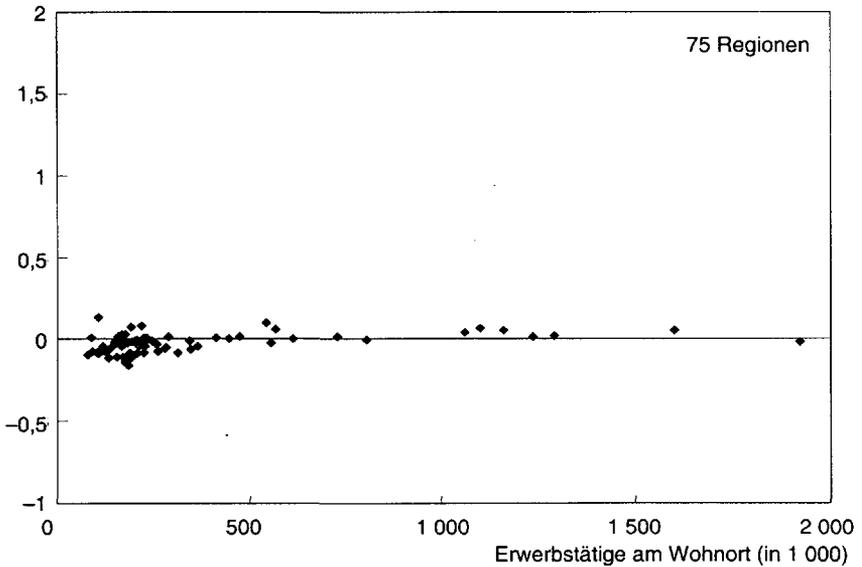


Schaubild A2 — Relative Einpendlerüberschüsse von 327 westdeutschen Landkreisen und 75 westdeutschen Regionen 1987

Einpendlerüberschuß/Erwerbstätige am Wohnort (vH)



Einpendlerüberschuß/Erwerbstätige am Wohnort (vH)



Quelle: Anhang I.d.

## b. Zur Abgrenzung des Untersuchungszeitraums (1976–1992)

Da die Wachstumstheorie langfristige Entwicklungsprozesse von Volkswirtschaften bzw. Regionen beschreibt, sollte einer empirischen Untersuchung auf der Grundlage der Wachstumstheorie ein möglichst langer Zeitraum zugrunde liegen. Dieses Ziel wird allerdings restringiert durch die Verfügbarkeit eines konsistenten statistischen Datensatzes. Auf der Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte in (West-)Deutschland ist ein solcher konsistenter Datensatz lediglich für den Zeitraum seit Mitte der siebziger Jahre verfügbar. In den Jahren zuvor wurden umfangreiche Gebietsreformen durchgeführt, die den Zuschnitt der Landkreise und kreisfreien Städte zum Teil fundamental änderten: Es wurden nicht nur mehrere kleine Landkreise zu größeren Einheiten zusammengefaßt, sondern auch Kreise geteilt. Zwar wäre es grundsätzlich möglich, den Untersuchungszeitraum weiter in die Vergangenheit auszudehnen, indem diejenigen der neuen Landkreise (nach der Gebietsreform), die Teile von alten Landkreisen (vor der Gebietsreform) enthalten, zu jeweils einer Region zusammengefaßt werden. Ein solches Vorgehen erfordert jedoch die Annahme, daß die so zusammengefaßten Landkreise tatsächlich eine Region im ökonomischen Sinne bilden. Diese Restriktion wird in der vorliegenden Untersuchung nicht akzeptiert, um die Schätzergebnisse nicht durch eine inadäquate Definition der einzelnen Beobachtungen — der Regionen — zu verzerren.

Wie sensibel die zu erwartenden Schätzergebnisse auf eine Variation der regionalen Abgrenzungen reagieren, wird anhand eines Vergleichs der Entwicklungen der Varianzen der (logarithmierten) realen Pro-Kopf-Einkommen in Querschnitten über drei unterschiedlich abgegrenzte Sätze von Regionen deutlich: Verglichen wird die zeitliche Entwicklung der Varianz über die 75 Regionen, wie sie in der vorliegenden Untersuchung abgegrenzt werden, mit den Entwicklungen der Varianzen über 327 Landkreise und über 10 Bundesländer, jeweils im Zeitraum 1976–1992. Die Varianz über die 75 Regionen ist 1976–1992 von 0,026 auf 0,031 gestiegen (17,1 vH), während die Varianz über 327 Landkreise nur um 7,2 vH (von 0,117 auf 0,126) gestiegen und die über 10 Bundesländer sogar von 0,044 auf 0,042 gesunken ist (–6,2 vH). Ein weiterer Grund für die Begrenzung des Untersuchungszeitraums auf die Zeit seit 1976 ist die Verfügbarkeit von Daten der Statistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Der aktuelle Rand (1992) dagegen wird durch die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung diktiert, die bisher Wertschöpfungsdaten nur bis zum Jahr 1992 zur Verfügung stellt.

### c. Zur sektoralen und funktionalen Wirtschaftsstruktur

Die in der vorliegenden Untersuchung vorgenommene Abgrenzung der Wirtschaftszweige (Tabelle A2) und Berufsgruppen (Tabelle A3) ist identisch mit der von Bade (1987). Die sektorale Wirtschaftsstruktur entspricht weitgehend der Systematik der Wirtschaftszweige, die der Strukturberichterstattung der Wirtschaftsforschungsinstitute zugrunde liegt; im Produzierenden Gewerbe ist sie weitgehend identisch mit den Zwei-Stellern der Systematik der Wirtschaftszweige für das Produzierende Gewerbe des Statistischen Bundesamts (Bade 1987: 185 ff.).

Tabelle A2 — Sektorale Gliederung wirtschaftlicher Aktivitäten

Nr.	Kurzbezeichnung	Wirtschafts- klasse <sup>a</sup>	SYPRO <sup>b</sup>	Name der Wirtschaftszweige
<i>A. Primärer Sektor</i>				
I.	Land- und Forstwirtschaft			
1	Landwirtschaft	00, 01		Landwirtschaft, Tierhaltung und -zucht, Garten- und Weinbau
2	Forstwirtschaft	02, 03		Forst- und Jagdwirtschaft; Hochsee-, Küsten-, Binnenfischerei, Fischzucht
<i>B. Warenproduzierendes Gewerbe</i>				
II.	Energie, Wasser und Bergbau			
3	Energie und Wasser	04	10	Wasser-, Gas- und Elektrizitätsversorgung, sonstige Energiewirtschaft
4	Kohlenbergbau	05	2111, 2114	Stein-, Braun-, Pechkohlenbergbau
5	Übriger Bergbau	06, 07, 08	2130–2180	Erzbergbau; Gewinnung von Erdöl, Erdgas; Kali- und Steinsalzbergbau, übriger Bergbau
III.	Verarbeitendes Gewerbe			
6	Chemie	09, 10	40, 24	Chemische Industrie, Herstellung von Chemiefasern
7	Mineralöl	11	22	Verarbeitung von Mineralöl
8	Kunststoff	12	58	Kunststoffverarbeitung
9	Gummi	13	59	Gummi- und Asbestverarbeitung
10	Steine und Erden	14	25	Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden
11	Feinkeramik	15	51	Feinkeramik
12	Glas	16	52	Herstellung und Verarbeitung von Glas
13	Eisen und Stahl	17	27	Eisen- und Stahlerzeugung
14	NE-Metalle	18	28	NE-Metallerzeugung
15	Gießerei	19	29	Gießerei

noch Tabelle A2

Nr.	Kurzbezeichnung	Wirtschafts- klasse <sup>a</sup>	SYPRO <sup>b</sup>	Name der Wirtschaftszweige
16	Stahlverformung	20, 21	30	Ziehereien und Kaltwalzwerke; Stahlverformung, Oberflächenveredelung
17	Stahlbau	22, 23, 24	31	Schlosserei, Schweißerei, Schleiferei; Stahl-, Leichtmetall- und Behälterbau, Waggonbau
18	Maschinenbau	26, 27	32	Maschinenbau; Herstellung von Zahnrädern, Getrieben
19	EDV	33	50	Herstellung und Reparatur von Datenverarbeitungsanlagen und Büromaschinen
20	Straßenfahrzeugbau	28, 29, 30	33	Herstellung von Kraftwagen; Herstellung von Kraftfahrzeugen; Reparaturen von Kraftfahrzeugen und Fahrrädern
21	Schiffbau	31	34	Schiffbau
22	Luftfahrzeugbau	32	35	Luftfahrzeugbau
23	Elektrotechnik	34	36	Elektrotechnik
24	Feinmechanik, Optik	35, 36	37	Feinmechanik und Optik; Herstellung und Reparaturen von Uhren
25	EBM-Waren	37	38	Herstellung von EBM-Waren
26	Musik – Schmuck	38, 39	39	Musikinstrumente-, Spielwarenerstellung; Herstellung von Schmuckwaren
27	Holzbearbeitung	40	53	Säge-, Hobel-, Furnier, Sperrholz-, Holzfaser- und Holzspanplattenwerke
28	Holzverarbeitung	41, 42	54	Herstellung und Reparaturen von Möbeln aus Holz, sonstige Holzbe- und -verarbeitung
29	Papierherzeugung	430	55	Herstellung von Zellstoff, Papier und Pappe
30	Papierverarbeitung	431, 432, 433	56	Papier- und Pappeverarbeitung, Buchbinderei
31	Druckerei	44	57	Druckerei und Vervielfältigung
32	Lederherzeugung	450	61	Gerberei, Veredelung von Leder
33	Lederverarbeitung	451, 46	62	Herstellung und Reparatur von Sattler-, Täschner- und Galanteriewaren; Herstellung von Schuhen
34	Textil	47, 48, 49, 50, 51	63	Verarbeitung von textilen Grundstoffen; sonstige Verarbeitung sowie Veredelung
35	Bekleidung	52, 53	64	Bekleidungsgewerbe, Nähereien; Polsterei
36	Ernährung	54, 55, 56	68 (ohne 6871–6879)	Herstellung von Nahrungsmitteln verschied. Art; Schlachtereien und Fleischverarbeitung
37	Getränke	57	6871–6879	Getränkeherstellung
38	Tabak	58	69	Tabakverarbeitung

noch Tabelle A2

Nr.	Kurzbezeichnung	Wirtschafts- klasse <sup>a</sup>	SYPRO <sup>b</sup>	Name der Wirtschaftszweige
IV.	Bau			
39	Bauhauptgewerbe	59, 60, 616	72-75	Bauhauptgewerbe; Gerüstbau
40	Ausbaugewerbe	25, 610-615	76-77	Ausbaugewerbe ohne Gerüstbau einschl. Montage von Lüftungs- anlagen
<i>C. Dienstleistungssektor</i>				
V.	Handel			
41	Großhandel	620, 621		Großhandel; Handelsvermittlung
42	Einzelhandel	622-625		Warenhäuser; Lebensmittelsuper- märkte; Versandhandel; sonstiger Einzelhandel
VI.	Verkehr und Nachrichten			
43	Eisenbahnen	63		Eisenbahnen
44	Schifffahrt	66		Schifffahrt, Wasserstraßen und Häfen
45	Übriger Verkehr	65, 67, 68		Straßenverkehr; Spedition; Luft- fahrt und Flugplätze
46	Nachrichtenübermittlung	64		Deutsche Bundespost
VII.	Kredit und Versicherung			
47	Kredit	690		Kredit- und Finanzierungsinstitute
48	Versicherung	691		Versicherungsgewerbe
VIII.	Andere unternehmens- orientierte Dienstleistungen			
49	Rechts- und Wirtschafts- beratung	79		Rechtsberatung, Wirtschaftsprü- fung
50	Architekten- und Ingenieurs- büros	80		Architekten- und Ingenieursbüros
51	Grundstückswesen	81		Grundstücks- und Wohnungs- wesen, Vermögensverwaltung
52	Wirtschaftswerbung	82		Wirtschaftswerbung und Aus- stellungswesen
IX.	Andere haushaltsorientierte Dienstleistungen			
53	Gaststätten und Beherbergung	70, 71		Gaststätten und Beherbergungs- gewerbe; Kinder-, Ledigen-, Alters- und ähnliche Heime
54	Reinigung und Körperpflege	72, 73, 840, 841, 844, 845		Wäscherei und Reinigung; Fri- seur- und sonstige Körperpflege- gewerbe; Wannen- und Brause- bäder; Bestattungsunternehmen
55	Bildung	74, 75		Wissenschaftliche Hochschule, allgemein- und berufsbildende Schulen; sonstige Unterrichts- anstalten
56	Medien	76, 77		Kunst, Theater, Film, Rundfunk und Fernsehen; Verlags-, Litera- tur- und Pressewesen
57	Gesundheitswesen	78		Gesundheits- und Veterinärwesen

noch Tabelle A2

Nr.	Kurzbezeichnung	Wirtschafts- klasse <sup>a</sup>	SYPRO <sup>b</sup>	Name der Wirtschaftszweige
58	Übrige Dienstleistungen	83, 842, 843, 85, 86		Photographie; Straßenreinigung; Leihhäuser; sonstige Dienstleis- tungen
X.	Organisationen ohne Er- werbscharakter inkl. Staat			
59	Private Organisationen ohne Erwerbscharakter	87, 88, 89		Politische Parteien; Organisatio- nen des Wirtschaftslebens; Christ- liche Kirchen, Orden
60	Private Haushalte	90		Private Haushalte
61	Gebietskörperschaften	91, 92, 94		Allgemeine öffentliche Verwal- tung; Vertretungen fremder Staaten; Verteidigung
62	Sozialversicherung	93		Sozialversicherung

<sup>a</sup>Verzeichnis der Wirtschaftszweige für die Statistik der Bundesanstalt für Arbeit (Ausgabe 1973).  
— <sup>b</sup>Systematik der Wirtschaftszweige für das Produzierende Gewerbe (Ausgabe 1976).

Quelle: Bade (1987: 187 ff.).

Tabelle A3 — Funktionale Gliederung wirtschaftlicher Aktivitäten

Funktion	Berufsgruppen <sup>a</sup>	Bezeichnung
<i>A. Fertigung</i>		
Landwirte		
1 Pflanzenbauer, Tierzüchter	01, 02, 031, 04, 05, 06	Landwirte; Tierzüchter; Verwalter in der Landwirtschaft und Tierzucht; Landwirtschaftliche Arbeitskräfte; Gartenbauer; Forst- und Jagdberufe
Fertigungsberufe		
2 Bergleute	07, 08, 09	Bergleute; Mineral-, Erdölgewinner; Mineralaufbereiter
3 Steinbearbeiter	10, 11	Steinbearbeiter; Baustoffhersteller
4 Keramiker	12, 13	Keramiker; Glasmacher
5 Chemiarbeiter	14, 15	Chemiarbeiter; Kunststoffverarbeiter
6 Papierhersteller	16, 17	Papierhersteller, Drucker
7 Holzbearbeiter	18, 50	Holzaufbereiter; Tischler
8 Metallerzeuger	19, 20, 21, 22, 23, 24	Metallerzeuger; Former, Metallver- former; Metallverbinder
9 Schlosser	25, 26, 27, 29, 30	Schmiede; Installateure; Schlosser; Werkzeugmacher <i>ohne</i> Mechaniker (28) <sup>b</sup>
10 Elektriker	31	Elektriker <sup>c</sup>
11 Montierer	32	Montierer und Metallberufe
12 Textilberufe	33, 34, 35, 36	Spinnberufe; Textilherstellung, -verarbeitung, -veredelung
13 Lederhersteller	37	Lederhersteller; Leder- und Fell- verarbeiter

noch Tabelle A3

Funktion	Berufsgruppen <sup>a</sup>	Bezeichnung
14 Ernährungsberufe	39, 40, 42, 43	Backwarenhersteller; Fleisch- und Fischverarbeiter; Getränke-, Genußmittelhersteller <i>ohne</i> Speisenbereiter (41) <sup>d</sup>
Bau		
15 Bauberufe	44, 45, 46, 47	Maurer, Zimmerer; Straßen- und Tiefbau; Bauhilfsarbeiter
16 Bauausstatter	48, 49	Bauausstatter; Raumausstatter, Polsterer
17 Maler	51	Maler, Lackierer und verwandte Berufe
Hilfsarbeiter		
18 Hilfsarbeiter ohne nähere Tätigkeitsangabe	53	Hilfsarbeiter ohne nähere Tätigkeitsangabe
Wartung		
19 Fertigungsvorbereitung, Instandhaltung, Überwachung	28, 31, 54	Mechaniker; Elektriker <sup>c</sup> ; Maschinisten und zugehörige Berufe
<i>B. Dienste</i>		
<i>B.I. Produktionsdienste</i>		
Technische Dienste		
20 Forschung und Entwicklung	032, 60, 61, 883	Ingenieure; Chemiker; Naturwissenschaftler
21 Techniker	62	Techniker
22 Hilfsdienste	63	Technische Sonderfachkräfte
Verwaltungsdienste		
27 Leitender Bereich	751, 76, 881	Unternehmer, Geschäftsführer; Abgeordnete; Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler
28 Sachbearbeiter	69, 771, 772, 781	Bank- und Versicherungskaufleute; Kalkulatoren; Buchhalter; Bürofachkräfte
29 Hilfsdienste	733, 734, 782, 783, 784	Funker; Telefonisten; Stenotypisten; Datentypisten; Bürohilfskräfte
Andere Unternehmensdienste		
30 Unternehmensberatung	752, 753, 81	Wirtschaftsprüfer; Unternehmensberater; Rechtsberater
31 EDV	774	Datenverarbeitungsfachleute
32 Marketing	703, 82, 83	Werbefachleute; Publizisten; Künstler und zugeordnete Berufe
<i>B.II. Distributionsdienste</i>		
Lager und Verkehr		
23 Lager	52, 74	Warenprüfer, Versandfertigmacher, Lagerverwalter
24 Verkehr	71, 72, 731, 732	Berufe des Landverkehrs; Berufe des Wasser- und Luftverkehrs; Posthalter; Postverteiler
Kaufmännische Dienste		
25 Waren- und anderer Handel	681, 701, 702, 704, 706, 773	Warenkaufleute, Speditionskaufleute; Fremdenverkehrsfachleute; Makler; Geldeinnehmer; Kassierer

noch Tabelle A3

Funktion	Berufsgruppen <sup>a</sup>	Bezeichnung
26 Verkäufer	682, 683, 684, 685, 686, 687, 688	Verkäufer; Buchhändler; Drogisten; Apothekenhelferinnen; Tankwarte; Handelsvertreter
<i>B.III. Personen- und Konsumentendienste</i>		
Sozialdienste		
33 Gesundheit und Körperpflege	84, 85, 90	Ärzte, Apotheker; übrige Gesundheits- berufe; Körperpfleger
34 Erziehung und Ausbildung	86, 87, 882, 89	Sozialpflegeberufe; Lehrer; Geistes- wissenschaftler; Seelsorger
Übrige Dienste		
35 Haus- und gastwirtschaftliche Dienste	41, 705, 91, 92, 93	Speisenbereiter <sup>d</sup> ; Vermieter; Gäste- betreuer; Hauswirtschaftliche Berufe; Reinigungsberufe
36 Sicherheit	79, 80	Dienst- und Wachberufe; Sicherheits- wahrer
<i>C. Rest</i>		
37 Übrige	97, 98, 99	Mithelfende Familienangehörige außerhalb der Landwirtschaft; Ar- beitskräfte mit noch nicht bestimmtem Beruf; Arbeitskräfte ohne nähere Tätigkeitsangabe

<sup>a</sup>Quelle: Statistisches Bundesamt, *Klassifizierung der Berufe* (Ausgabe 1975). — <sup>b</sup>Mechaniker werden der Wartung zugeordnet. — <sup>c</sup>Im Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau sowie in der Elektrotechnik und Feinmechanik haben Elektriker in der Hauptsache Verarbeitungs- und Fertigungsaufgaben. Deshalb sind sie im Funktionsbereich „Fertigung und Herstellung“ aufgeführt. In den übrigen Sektoren erfüllen Elektriker eher Aufgaben der Fertigungsvorbereitung und -instandhaltung. — <sup>d</sup>Speisenbereiter sind im wesentlichen in Wirtschaftszweigen des Dienstleistungssektors tätig und werden deshalb den haus- und gastwirtschaftlichen Diensten zugeteilt.

Quelle: Bade (1987: 194 ff.).

#### d. Definitionen der Variablen und Datenquellen

$\hat{y}_r = y_{r1992} / y_{r1976} - 1$  in Kapitel C: Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts je Einwohner (Pro-Kopf-Einkommen) im Zeitraum 1976–1992. Das reale Bruttoinlandsprodukt wird berechnet als nominales Bruttoinlandsprodukt auf Kreisebene, deflationiert mit dem Preisindex für das Bruttoinlandsprodukts auf Landesebene (1991=100). Analog: Definition der Variablen  $y_{rt}$  in Abschnitt D.II und  $\bar{y}_{rt}$  in Abschnitt D.III.

Quelle: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, *Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung..., Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte und Landkreise..., Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte, der Landkreise...*;

Daten zur Bevölkerung sind den einzelnen jeweiligen Statistiken der Statistischen Landesämter entnommen.

**FEDICHT**: Anzahl von im Verarbeitenden Gewerbe tätigen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit technischen oder naturwissenschaftlichen Berufen (vgl. Wirtschaftszweig Nr. III in Tabelle A2 und Funktion 20 in Tabelle A3) je Quadratkilometer; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

*Quelle*: Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch...* Außerdem wurden Daten freundlicherweise von F.-D. Bade, Dortmund, zur Verfügung gestellt. Dies gilt auch für entsprechende Daten bei der Berechnung von *BRANCHSPIL*, *BETRSPIL*, *KFMHQ*, *LOKALEXT*, *UNIB* und *FERTVG*.

**BRANCHSPIL**: Anteil der jeweils zwei größten Wirtschaftszweige (6–38 in Tabelle A2) an der Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe (III in Tabelle A2) mit technischen oder naturwissenschaftlichen Berufen (Funktion 20 in Tabelle A3); ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

**BETRSPIL**: Inverse der durchschnittlichen Zahl von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten mit technischen oder naturwissenschaftlichen Berufen im Produzierenden Gewerbe (Summe der Wirtschaftszweige 4, 5 und III in Tabelle A2 und Funktion 20 in Tabelle A3) je Betrieb des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes mit 20 und mehr Beschäftigten; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 (Betriebe 1977) und 1985.

*Quelle*: Daten zum Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe sind den jeweiligen Statistiken der Statistischen Landesämter entnommen bzw. dem Statistischen Landesamt Hamburg, *Statistisches Taschenbuch*.

**UNISPIL**: Wissenschaftliches Personal an Hochschulen (ohne Pädagogische Hochschulen sowie Kunst- und Musikhochschulen); ungewogener Durchschnitt der Jahre 1975 und 1985.

*Quelle*: Wissenschaftsrat (1987) (staatliche Hochschulen); Statistisches Bundesamt, *Fachserie 11...* (Universitäten der Bundeswehr und private Hochschulen).

**BEVD**: Einwohner je Quadratkilometer; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

*Quelle*: Statistische Landesämter, *Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung...*, *Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte und Landkreise...*, *Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte, der Landkreise...*; Statistisches Bundesamt, *Statistisches Jahrbuch...*

**KFMHQ:** Anteil der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in den Wirtschaftszweigen I–IX (Tabelle A2) und Funktionen 27, 30, 31 und 32 (Tabelle A3) an der Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

**LOKALEXT:** Anteil der jeweils drei größten Wirtschaftszweige (6–38 in Tabelle A2) an der Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe (III in Tabelle A2); ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

$\hat{y}(LAND)_r = (y(LAND)_{rt+1} / y(LAND)_{rt}) - 1$  die Wachstumsrate des realen Pro-Kopf-Einkommens im Rest des Bundeslandes, dem die Region  $r$  zugehört;  $y(LAND)_{rt} = (Y_{st} - Y_{rt}) / (BEV_{st} - BEV_{rt})$ , wobei  $Y_s$  das reale Bruttoinlandsprodukt des oder der entsprechenden Bundesländer bezeichnet.

*Quelle:* vgl. Quellenangaben zur Variablen  $\hat{y}_r$ .

**FINAUS:** Einnahmen der regionalen Gebietskörperschaften aus dem kommunalen Finanzausgleich je Einwohner, berechnet als Differenz aus Finanzkraft (BfLR 1996) und Steuerkraft (Einnahmen aus Realsteuern und dem Gemeindeanteil an der Einkommensteuer abzüglich Gewerbesteuerumlage je Einwohner); ungewogener Durchschnitt der Jahre 1978 und 1985.

*Quelle:* BfLR (1996); Statistisches Bundesamt, *Fachserie 14...*

**ALTIND:** Anteil der Wirtschaftszweige 4, 5, 13, 21, 34 (Tabelle A2) an der Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1978 und 1985.

**DUMHAFEN:** {Hamburg, Bremen, Wilhelmshaven, Ostfriesland}=1, sonst=0.

**PENDLER** = [(Berufseinpender–Berufsauspendler)/Erwerbstätige am Wohnort]+1, jeweils 1987.

*Quelle:* Daten zu den Berufspendlern sind den jeweiligen Statistiken der Statistischen Landesämter entnommen bzw. dem Statistischen Landesamt Hamburg, *Die Volks- und Berufszählung...*, und dem Hessischen Landesamt, *Amtliche Bevölkerungszahl..., Berufsauspendler...*

**UNIB:** Wissenschaftliches Personal an Hochschulen dividiert durch die Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten.

*Quelle:* Vgl. Variable *UNISPIL*.

**FERTVG:** Anteil der Beschäftigten in den Funktionen A und B.II (Tabelle A3) im Verarbeitenden Gewerbe (III in Tabelle A2) an der Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe; ungewogener Durchschnitt der Jahre 1976 und 1985.

### e. **Zur Berechnung der interregionalen Distanzen**

In die Gewichtungsmatrizen der Autokorrelationstests in den Kapiteln C und D, den Tests auf die Ausstrahlungskraft der Ballungsräume München und Rhein-Main auf benachbarte Regionen in Abschnitt C.IV und der verallgemeinerten KQ-Schätzung in Abschnitt D.II gehen Distanzen zwischen Regionen als Gewichtungsfaktoren ein. Im Idealfall sollten diese Distanzen als ökonomische Distanzen definiert sein — berechnet etwa auf der Grundlage der durchschnittlichen Reisedauer zwischen den wirtschaftlichen Zentren der Regionen. Da jedoch weder ökonomische Distanzen noch die Länge von Verkehrswegen (Straßen) zwischen den 5 550 Regionspaaren verfügbar sind, werden sie durch die Luftlinienentfernungen zwischen den jeweils größten Orten der Regionen approximiert.<sup>210</sup>

## II. **Methodik und Annahmen der Tests auf fehlende räumliche Autokorrelation, Homoskedastizität und Strukturkonstanz**

### a. **Tests auf räumliche Autokorrelation**

Bei Regressionen über Zeitreihen wird im Rahmen von Tests auf fehlende Autokorrelation als Alternativhypothese üblicherweise eine zeitliche Autokorrelation 1. Ordnung der Form

$$\varepsilon = \omega \varepsilon_{-1} + e$$

mit  $|\omega| < 1$  unterstellt ( $\varepsilon = y - X\beta$ : Vektor der Regressionsresiduen,  $\omega$ : Autokorrelationsparameter,  $e$ : Vektor unabhängiger, identisch normalverteilter Störterme).

---

<sup>210</sup> Sofern eine Region mehrere etwa gleich große Zentren hat, wird als Orientierungspunkt die Mitte zwischen diesen Orten gewählt. Die geographischen Koordinaten (Breiten- und Längengrad) zur Berechnung der Distanzen sind dem Softwareprogramm „Germany for Windows“ der Firma think! Informationssysteme GmbH, Schwabach, entnommen. Da das für 930 der 5 550 Beobachtungen gebildete Verhältnis der Luftlinienentfernungen zu den Straßenentfernungen, wie sie in handelsüblichen Straßenatlanten tabelliert werden, für geringe und hohe Distanzen kaum variiert und da auch die Standardabweichung zwischen den beiden Distanzklassen nur wenig variiert, erscheinen Luftlinienentfernungen als Approximationen der Straßenentfernungen geeignet. Über ihre Relation zu ökonomischen Distanzen freilich kann keine Aussage getroffen werden.

Mit Hilfe der Durbin-Watson-Teststatistik beispielsweise wird die Nullhypothese fehlender Autokorrelation ( $\omega = 0$ ) gegen die Alternativhypothese positiver oder negativer Autokorrelation ( $\omega \neq 0$ ) getestet (Hansen 1993: 97 f.).

In ähnlicher Weise sind auch Autokorrelationstests für regionale Querschnittsanalysen definiert. Allerdings wird hier eine Gewichtungsmatrix  $W$  benötigt, um eine räumliche Struktur der möglichen Autokorrelation zu definieren:

$$[\text{AII.1}] \quad \varepsilon = \omega W\varepsilon + e.$$

Soll beispielsweise überprüft werden, ob das Residuum der Region  $r$  mit denen ihrer Nachbarregionen  $s$  ( $s=1, \dots, R_r$ ) korreliert ist, so muß die  $r$ -te Zeile von  $W$  an den Stellen  $(r, s)$  eine eins — oder einen anderen von null verschiedenen Wert wie die inverse räumliche Distanz zwischen  $r$  und  $s$  als Gewichtungsfaktor — enthalten. Für die Region  $r$  lautet [AII.1] damit im Fall der Gewichtung mit inversen Distanzen ( $1/D_{rs}$ )

$$\varepsilon_r = \omega \left( \sum_{s=1}^{R_r} \frac{\varepsilon_s}{D_{rs}} \right) + e_r,$$

wobei  $R_r$  die Zahl aller Nachbarregionen von  $r$  ist.

Zur Überprüfung der Hypothese fehlender räumlicher Autokorrelation wird in der vorliegenden Untersuchung Morans I-Test verwandt (Moran 1950; Cliff und Ord 1981).<sup>211</sup> Sofern die Zeilensummen der räumlichen Gewichtungsmatrix  $W$  auf eins normiert sind, errechnet sich Morans I als

$$[\text{AII.2}] \quad I = \frac{e' W e}{e' e};$$

die zugehörige, standardnormalverteilte Teststatistik  $z_I$  ergibt sich — unter der Annahme fehlender Autokorrelation und normalverteilter Residuen ( $\varepsilon$ ) — als standardisierte Abweichung des  $I$  von seinem Erwartungswert (Cliff und Ord 1972; 1981):<sup>212</sup>

<sup>211</sup> Neben Morans I gibt es verschiedene auf dem Lagrange-Multiplikator-(LM-), dem Likelihood-Ratio-(LR-) und dem Wald-Prinzip basierende Tests sowie den sogenannten K-R-Test (Kelejjan-Robinson). Vgl. dazu Anselin (1988: 100 ff.; 1992) sowie Anselin und Florax (1995: 25 ff.). Unter allen Tests hat sich Morans I in verschiedenen Simulationen als besonders verlässlicher Test erwiesen (Anselin und Rey 1991; Anselin und Florax 1995).

<sup>212</sup> Dabei ist im Fall einer normierten Gewichtungsmatrix ( $W$ ) der Erwartungswert  $E(I) = (1/(R-k)) \text{Spur}(MW)$  mit  $M = I - X(X'X)^{-1}X'$  ( $I$ : ( $R \times R$ )-Einheitsmatrix;  $X$ : Matrix der erklärenden Variablen) und  $k$  als Anzahl der Regressoren. Die Varianz von Morans I lautet:

$$[\text{AII.3}] \quad z_1 = \frac{I - E(I)}{[\text{Var}(I)]^{0,5}} \sim \text{NV}(0,1).$$

Eine entscheidende Rolle im Rahmen der Autokorrelationstests spielt die Spezifikation der Gewichtungsmatrix  $\mathbf{W}$ . In ihr wird die räumliche Struktur der möglichen Interdependenzen zwischen Regionen a priori festgelegt: zum einen durch Bestimmung der von null verschiedenen Matrixelemente und zum anderen durch die Wahl der Gewichte. Da weder eine ökonomische Theorie noch die Empirie verlässliche Informationen über die „natürliche“ Struktur der Autokorrelation vorgibt, muß sie auf der Basis plausibler Hypothesen festgelegt werden. In der vorliegenden Untersuchung werden zwei Hypothesen über die räumliche Struktur der Autokorrelation getestet:

- (i) Das Residuum jeder Region  $r$  ist mit den Residuen jeder ihrer Nachbarregionen  $s$  korreliert.
- (ii) Das Residuum jeder Region ist ausschließlich mit den Residuen der benachbarten Agglomerationen korreliert, nicht aber mit denen der benachbarten peripheren Regionen.

Ein dritter, ergänzender Test erfolgt in Kapitel C dadurch, daß die regionalen Residuen graphisch in einer Landkarte dargestellt werden, die optische Hinweise — etwa eine geographische Häufung ähnlich hoher Residuen — auf eine Autokorrelation geben kann, welche durch die Tests (i) und (ii) nicht identifiziert wird.

Zum Test der Hypothese (i) wird eine (75x75)-Matrix konstruiert, in der alle Nachbarregionen einer Region  $r$  einen positiven Eintrag (s.u.) erhalten. Der Test der Hypothese (i) ist damit ein Test auf räumlich begrenzte regionale Interdependenzen. Damit wird auch überprüft, ob die Annahme der geschlossenen Volkswirtschaft im theoretischen Modell vertretbar ist. Zum Test der Hypothese (ii) wird eine (75x75)-Matrix konstruiert, in der nur benachbarte Agglomerationen

---


$$\text{Var}(I) = \frac{\text{Spur}(\mathbf{M}\mathbf{W}\mathbf{M}\mathbf{W}') + \text{Spur}(\mathbf{M}\mathbf{W})^2 + [\text{Spur}(\mathbf{M}\mathbf{W})]^2}{(R-k)(R-k+2)} - [E(I)]^2.$$

Die Interpretation von Morans  $I$  wird dadurch erschwert, daß zwar die Nullhypothese (fehlende Autokorrelation), nicht aber die Alternativhypothese präzise formuliert ist. Die Gewichtungsmatrix  $\mathbf{W}$  gibt lediglich Auskunft über die Struktur der räumlichen Interdependenzen, nicht aber über den zugrundeliegenden stochastischen Prozeß. Zwar wird zumeist ein räumlicher autoregressiver Prozeß unterstellt, wie er in [AII.1] dargestellt ist. Morans  $I$  in [AII.2] aber unterstellt die umgekehrte Kausalität;  $I$  entspricht rechnerisch dem Schätzer einer Regression von  $\mathbf{W}\mathbf{e}$  auf  $\mathbf{e}$ , ( $\mathbf{W}\mathbf{e} = \mathbf{I}\mathbf{e} + \mathbf{e}$ ).

einer Region  $r$  einen von null verschiedenen Eintrag erhalten. Mit Hypothese (ii) wird damit die ökonomische „Ausstrahlung“ von Großstädten überprüft: Sofern Großstädte als „Wachstumsmotoren“ ihrer Region fungieren, und sofern die Agglomerationen, deren Kerne die Großstädte bilden, in der vorliegenden Untersuchung räumlich zu klein bemessen sind, müßte sich die mit den jeweiligen Schätzfunktionen nicht erklärbare „Ausstrahlung“ der Städte als Autokorrelation in den Residuen niederschlagen.

Bei der Wahl der Gewichte bestehen grundsätzlich zwei Möglichkeiten: Wird angenommen, daß die geographische Distanz zwischen benachbarten Regionen das Ausmaß der möglichen Inderdependenzen zwischen ihnen nicht beeinflusst, so kann jedem von null verschiedenen Element der Gewichtungsmatrix  $W$  der Wert 1 zugeordnet werden. In diesem Fall hätte die zum Test der Hypothese (i) zu verwendende Matrix  $W_{(i)}^u$  ( $u$ : nicht normiert) die Form<sup>213</sup>

$$[AII.4] \quad W_{(i)}^u = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix};$$

die entsprechende standardisierte Gewichtungsmatrix ( $W_{(i)}$ ) würde beispielsweise in der ersten Zeile jeweils die Werte  $\frac{1}{2}$  und in der zweiten  $\frac{1}{4}$  enthalten. Der Nachteil dieser Spezifikation besteht darin, daß kaum zu begründen ist, warum lediglich Autokorrelation zwischen unmittelbar benachbarten Regionen unterstellt wird, wenn zugleich angenommen wird, daß die Distanz zwischen diesen Regionen keine Rolle spielt. Daher wird in der vorliegenden Untersuchung angenommen, daß die Intensität der möglichen räumlichen Interdependenzen mit zunehmender Distanz abnimmt. Die Einträge in der Matrix  $W_{(i)}^u$  sind dann nicht einsen, sondern die inversen Distanzen zwischen den jeweiligen Regionen als Gewichte.<sup>214</sup>

<sup>213</sup> Die erste Zeile in der (75x75)-Matrix  $W_{(i)}^u$  bezieht sich auf Flensburg als erste Region im Sample. Sie weist den beiden Nachbarregionen Kiel und Dithmarschen das Gewicht 1 und allen anderen Regionen (einschließlich Flensburg selbst) das Gewicht 0 zu. Die zweite Zeile, die sich auf die zweite Region Kiel bezieht, weist deren Nachbarregionen Flensburg, Dithmarschen, Lübeck und Hamburg den Wert 1 zu. Die 75. Zeile schließlich, welche die Region Südost-Oberbayern repräsentiert, weist deren Nachbarn München (Nr. 74), Oberland (Nr. 73) und Lands-hut (Nr. 70) eine 1 zu.

<sup>214</sup> Die hier verwandten Distanzen entsprechen im allgemeinen den räumlichen Entfernungen (Luftlinie) zwischen den ökonomischen Zentren der jeweiligen Regionen;

$$[\text{AII.5}] \mathbf{W}_{(i)}^{\#} = \begin{bmatrix} 0 & 1/67 & 1/95 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/67 & 0 & 1/60 & 1/63 & 1/85 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1/95 & 1/60 & 0 & 0 & 1/53 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1/136 & 1/87 & 0 \end{bmatrix}.$$

Die standardisierte Matrix ( $\mathbf{W}_{(i)}$ ) ergibt sich entsprechend durch Division jeder Zeile von  $\mathbf{W}_{(i)}^{\#}$  durch die Zeilensumme. Da a priori nicht bekannt ist, ob die möglichen räumlichen Interdependenzen linear oder nicht-linear mit zunehmender Distanz abnehmen, wird die Hypothese (i) durch sechs Tests mit jeweils unterschiedlichen Gewichtungsmatrizen überprüft. Die Gewichtungsmatrizen unterscheiden sich lediglich im Exponenten (0,2 bis 4) der Distanzen im Nenner der Gewichte.<sup>215</sup> Je höher der Exponent ist, desto größer ist der Distanzwiderstand.

Zum Test der Hypothese (ii) — dem Test auf die ökonomische „Ausstrahlung“ von Großstädten — wird eine Gewichtungsmatrix  $\mathbf{W}_{(ii)}$  verwandt, die im Gegensatz zu  $\mathbf{W}_{(i)}$  nicht symmetrisch ist. Es wird angenommen, daß nur Agglomerationen auf benachbarte Regionen (Agglomerationen und periphere Regionen) „ausstrahlen“, nicht aber periphere Regionen. Auch die zweite Hypothese wird durch sechs Tests überprüft, in denen Gewichtungsmatrizen mit unterschiedlichen Distanzwiderständen unterstellt werden.

## b. Tests auf Homoskedastizität und Strukturkonstanz der Parameter

Tests auf Homoskedastizität und Strukturkonstanz der Parameter werden mit Hilfe der üblichen F-Tests vorgenommen (Hansen 1993: 91 ff.). In Regressionen über Zeitreihen wird der Untersuchungszeitraum üblicherweise in zwei Teilperioden unterteilt, um die Residuenvarianzen der separat für die beiden Teilzeiträume durchgeführten Regressionen mittels F-Test miteinander zu vergleichen. Unterscheiden sich die Residuenvarianzen der beiden Teilzeiträume hinreichend stark, so wird die Hypothese der Homoskedastizität bzw. Strukturkonstanz abgelehnt.

---

zur Ermittlung der interregionalen Distanzen sowie zur Verwendbarkeit von Luftlinienentfernungen als Approximationen der ökonomischen Distanzen vgl. Anhang I.e.

<sup>215</sup> Das zweite Element der ersten Zeile von  $\mathbf{W}_{(i)}^{\#}$  ist entsprechend  $1/(67)^{1/5}$ ,  $1/(67)^{1/2}$ ,  $1/67$ ,  $1/(67)^2$ ,  $1/(67)^3$  oder  $1/(67)^4$ .

Im Regionenquerschnitt erfordert ein solches Vorgehen zunächst Hypothesen über die Kriterien, anhand derer die beiden Teilsamples gegeneinander abgegrenzt werden. Da A-priori-Informationen über Ursachen von Heteroskedastizität oder fehlender Strukturkonstanz nicht verfügbar sind, müssen Hypothesen auf der Grundlage plausibler Vermutungen über mögliche Ursachen gebildet werden. In der vorliegenden Untersuchung werden drei mögliche Ursachen von Heteroskedastizität und fehlender Strukturkonstanz überprüft:

- (i) Die Residuenvarianzen und die Parameter unterscheiden sich zwischen Agglomerationen und peripheren Regionen und damit zwischen Regionen mit hoher und niedriger Bevölkerungsdichte.
- (ii) Die Residuenvarianzen und die Parameter unterscheiden sich zwischen Nord- und Süddeutschland.
- (iii) Die Residuenvarianzen und die Parameter unterscheiden sich zwischen Regionen mit unter- und überdurchschnittlichem Pro-Kopf-Einkommen.

Im Rahmen der Tests auf Homoskedastizität<sup>216</sup> wird mit der ersten Hypothese (i) unter anderem geprüft, ob die Wachstumsraten des Pro-Kopf-Einkommens in peripheren Regionen in stärkerem Maße als in Agglomerationen vom Wohl und Wehe weniger, großer Unternehmen abhängen. So könnte vermutet werden, daß sich die — durch die jeweiligen Schätzfunktionen nicht erklärbare — Entwicklung einzelner, größerer Unternehmen in peripheren Regionen tendenziell stärker auf die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens auswirkt als in Agglomerationen, wo sich positive und negative Entwicklungen einzelner Unternehmen in stärkerem Maße gegenseitig aufheben.<sup>217</sup> Mit der Hypothese (ii) wird geprüft, ob das Süd-Nord-Gefälle, das sich in den Niveaus der Wachstumsraten andeutet (Schaubild 1; Wettmann 1986; Soltwedel 1986), auch Auswirkungen auf die Varianz der Wachstumsraten hat: Sofern die Varianz der Pro-Kopf-Einkommen proportional oder sogar überproportional mit dem Wachstum steigt, so müßte sie

<sup>216</sup> Die Teststatistik für den F-Test auf Homoskedastizität ist definiert als (vgl. dazu Hansen 1993: 95)

$$FH = \frac{\hat{\hat{\epsilon}}_1' \hat{\hat{\epsilon}}_1}{\hat{\hat{\epsilon}}_2' \hat{\hat{\epsilon}}_2} \cdot \frac{R_2 - k - 1}{R_1 - k - 1} \sim F(R_1 - k - 1, R_2 - k - 1),$$

wobei  $\hat{\hat{\epsilon}}_1' \hat{\hat{\epsilon}}_1 / (R_1 - k - 1)$  die um Freiheitsgrade korrigierte Residuenvarianz der Regression für das erste Teilsample (z.B. norddeutsche Regionen) und  $\hat{\hat{\epsilon}}_2' \hat{\hat{\epsilon}}_2 / (R_2 - k - 1)$  die entsprechende Residuenvarianz für das zweite Teilsample (z.B. süddeutsche Regionen) ist.

<sup>217</sup> Beispielsweise dürfte die Region Wolfsburg von einer Krise bei Volkswagen stärker betroffen sein als die Region Rhein-Main von einer Krise bei Hoechst.

in Süddeutschland höher sein als in Norddeutschland. Mit Hypothese (iii) wird überprüft, ob das Niveau der Pro-Kopf-Einkommen einen Einfluß auf die Varianz der Wachstumsraten hat.<sup>218</sup>

Im Rahmen der Tests auf Strukturkonstanz<sup>219</sup> der Parameter werden als Alternativhypothesen angenommen, daß

- sich die Determinanten des Wachstums (Kapitel C) bzw. die Konvergenzgeschwindigkeiten (Kapitel D) zwischen Agglomerationen und peripheren Regionen unterscheiden (Hypothese (i)),
- das rasche Wachstum süddeutscher Regionen durch andere Faktoren zu erklären ist als das im Vergleich dazu langsamere Wachstum norddeutscher Regionen (Hypothese (ii)),
- sich die Determinanten des Wachstums (Kapitel C) bzw. die Konvergenzgeschwindigkeiten (Kapitel D) im Entwicklungsprozeß, d.h. mit zunehmendem Pro-Kopf-Einkommen, verändern (Hypothese (iii)).

Für die Tests auf Homoskedastizität und Strukturkonstanz wird der Datensatz in die folgenden Teilsamples untergliedert:

- (i) 29 Agglomerationen und 46 periphere Regionen (Tabelle A1 und Schaubild A1);
- (ii) 40 nord- und 35 süddeutsche Regionen (Schaubild A3);
- (iii) 40 Regionen mit einem realen Pro-Kopf-Einkommen von mehr als 26 000 DM und 35 Regionen mit einem Pro-Kopf-Einkommen von bis zu 26 000 DM, jeweils im Jahr 1976 (Schaubild A4).<sup>220</sup>

<sup>218</sup> In einigen der geschätzten Markov-Ketten (vgl. dazu Abschnitt D.III) beispielsweise deuten die zwischen den Einkommensklassen bestehenden Unterschiede in den Wahrscheinlichkeiten des Klassenwechsels darauf hin, daß die Veränderungsraten der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Bereich niedriger Einkommen höher sind als im Bereich hoher Einkommen.

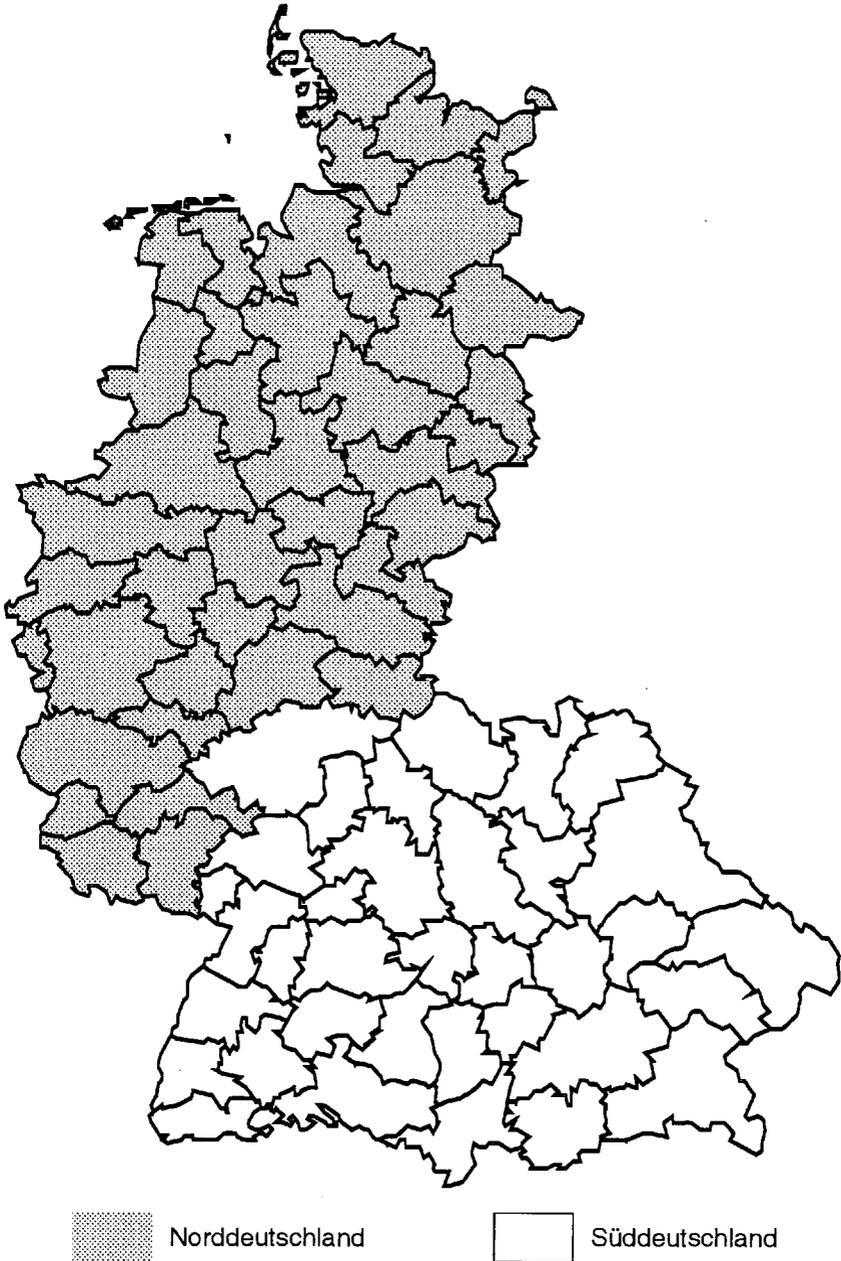
<sup>219</sup> Die Teststatistik für den F-Test auf Strukturkonstanz ist definiert als (Hansen 1993: 92)

$$FS = \frac{\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon} - \hat{\epsilon}_1'\hat{\epsilon}_1 - \hat{\epsilon}_2'\hat{\epsilon}_2}{\hat{\epsilon}_1'\hat{\epsilon}_1 + \hat{\epsilon}_2'\hat{\epsilon}_2} \cdot \frac{R-2k-2}{k+1} \sim F(R-2k-1, k+1),$$

wobei  $\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}$  die Residuenvarianz der Regression über das gesamte Sample und  $\hat{\epsilon}_1'\hat{\epsilon}_1$  sowie  $\hat{\epsilon}_2'\hat{\epsilon}_2$  die Residuenvarianzen für die Teilsamples sind.

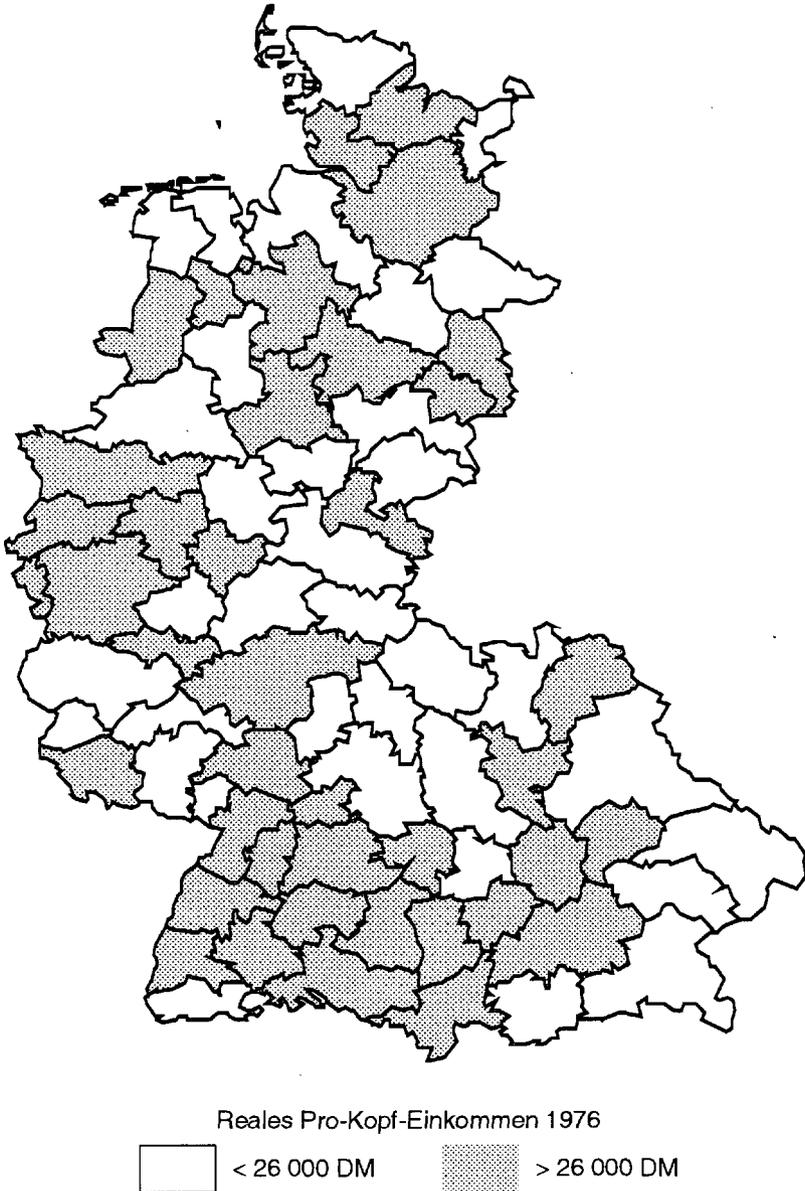
<sup>220</sup> In den Regressionen zur Erklärung des regionalen Wachstums in Kapitel C ist bei den F-Tests gegen die Hypothese (ii) zu berücksichtigen, daß die Variable *DUMHAFEN* in nur einer der beiden Teilregionen (Norddeutschland) Werte ungleich null annimmt, so daß die in die Tests eingehenden Residuenvarianzen aus

Schaubild A3 — Abgrenzung der 40 nord- und 35 süddeutschen Regionen



Schätzungen mit einer unterschiedlichen Zahl von Regressoren resultieren. Dieser Besonderheit wird durch eine Anpassung der Freiheitsgrade Rechnung getragen.

Schaubild A4 — Abgrenzung der 40 Regionen mit einem höheren und 35 Regionen mit einem niedrigeren realen Pro-Kopf-Einkommen als 26 000 DM im Jahr 1976



Quelle: Anhang I.d.

### III. Deskriptive Statistiken und Korrelationskoeffizienten für die in Abschnitt C.IV verwandten Variablen

Tabelle A4 — Deskriptive Statistiken für die Variablen der Regressionen

	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$\hat{y}$ .	0,351	0,115	0,086	0,703
<i>FEDICHTE</i>	0,741	1,007	0,035	4,939
$\ln(\textit{FEDICHTE})$	-0,999	1,182	-3,345	1,597
<i>BRANCHSPIL</i> <sup>a</sup>	0,450	0,668	0,017	3,119
<i>BETRSPIL</i> <sup>a</sup>	0,182	0,138	0,033	0,770
<i>UNISPIL</i> <sup>a</sup>	1 599,194	3 896,486	0	22 229,471
<i>BEVD</i>	238,274	184,428	73,649	989,709
$\ln(\textit{BEVD})$	5,266	0,608	4,299	6,897
<i>KFMHQ</i>	0,022	0,008	0,010	0,053
<i>BRAEXT</i>	0,443	0,102	0,275	0,893
<i>FERTEXT</i>	0,717	0,048	0,545	0,792
$\hat{y}(\textit{LAND})$	0,463	0,095	0,311	0,652
<i>FINAUS</i>	383,942	108,560	116,892	673,324
<i>ALTIND</i> <sup>2</sup>	0,006	0,009	0,000	0,045
<i>DUMHAFEN</i>	0,053	0,226	0	1
<i>PENDLER</i>	0,974	0,057	0,839	1,134
<i>UNIB</i>	0,001	0,001	0	0,004
<i>DUM(RE,IN,FD)</i>	0,040	0,197	0	1

<sup>a</sup>Jeweils multipliziert mit *FEDICHTE*.

Quelle: Anhang I d.

Tabelle A5 — Korrelationskoeffizienten zwischen den erklärenden Variablen

	<i>FE-DICHTE</i>	<i>ln(FE-DICHTE)</i>	<i>BRANCH-SPIL<sup>a</sup></i>	<i>BETR-SPIL<sup>a</sup></i>	<i>UNI-SPIL<sup>a</sup></i>	<i>BEVD</i>	<i>ln(BEVD)</i>	<i>KFMHQ</i>	<i>BRAEXT</i>	<i>ŷ(LAND)</i>	<i>FINAUS</i>	<i>ALTIND<sup>2</sup></i>	<i>DUM-HAFEN</i>	<i>PENDLER</i>	<i>UNIB</i>	<i>FERT-EXT</i>	<i>DUM(RE,IN,FD)</i>
<i>FEDICHTE</i>	1	0,847	0,968	0,711	0,824	0,820	0,798	0,735	0,208	-0,130	-0,477	-0,061	-0,035	0,469	0,272	-0,751	-0,102
<i>ln(FE-DICHTE)</i>		1	0,800	0,712	0,653	0,790	0,885	0,768	0,259	-0,192	-0,530	-0,033	0,024	0,490	0,391	-0,778	-0,115
<i>BRANCH-SPIL<sup>a</sup></i>			1	0,627	0,786	0,689	0,695	0,697	0,292	-0,059	-0,492	-0,094	-0,037	0,467	0,252	-0,730	-0,089
<i>BETRSPIL<sup>a</sup></i>				1	0,402	0,759	0,772	0,515	0,022	-0,285	-0,357	0,086	-0,111	0,253	0,146	-0,418	-0,128
<i>UNISPI<sup>a</sup></i>					1	0,662	0,635	0,735	0,107	-0,026	-0,419	-0,030	-0,021	0,414	0,328	-0,742	-0,079
<i>BEVD</i>						1	0,935	0,590	0,002	-0,328	-0,294	0,097	-0,013	0,378	0,306	-0,583	-0,130
<i>ln(BEVD)</i>							1	0,708	0,034	-0,357	-0,402	0,045	0,035	0,446	0,408	-0,671	-0,160
<i>KFMHQ</i>								1	0,143	-0,176	-0,585	-0,209	0,147	0,547	0,387	-0,859	-0,159
<i>BRAEXT</i>									1	-0,036	-0,172	0,090	0,037	0,277	-0,008	-0,045	0,020
<i>ŷ(LAND)</i>										1	-0,276	0,022	-0,045	-0,098	-0,055	0,154	0,273
<i>FINAUS</i>											1	0,164	-0,043	-0,224	-0,139	0,528	0,001
<i>ALTIND<sup>2</sup></i>												1	-0,079	-0,106	0,005	0,267	-0,007
<i>DUM-HAFEN</i>													1	0,038	-0,062	-0,125	-0,048
<i>PENDLER</i>														1	0,445	-0,516	-0,035
<i>UNIB</i>															1	-0,410	0,049
<i>FERT-EXT</i>																1	0,088
<i>DUM(RE,IN,FD)</i>																	1

<sup>a</sup>Jeweils multipliziert mit FEDICHTE.

Quelle: Anhang I.d.

#### IV. Zur Vernachlässigung einer Dummy für die Regionen Allgäu und Main-Rhön in Abschnitt C.IV

In Abschnitt C.IV wird behauptet, daß es zur Beseitigung der Heteroskedastizität infolge von Ausreißern ausreicht, nur eine Dummy für die drei Regionen Regensburg, Ingolstadt und Fulda ( $DUM(RE,IN,FD)$ ) zu spezifizieren. Um die Zahl der Dummies zu begrenzen, wird dagegen auf eine weitere Dummy für die

Tabelle A6 — Zum Einfluß einer Dummy für die Regionen Allgäu und Main-Rhön auf die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung [C.3]<sup>a</sup>

Variable		(3)	(3a)
Konstante	$\beta_0$	-1,75 (0,47) [3,7]	-1,61 (0,43) [3,7]
FEDICHTE	$\delta$	0,18 (0,07) [2,6]	0,18 (0,07) [2,8]
BRANCHSPIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_1$	-0,22 (0,08) [2,6]	-0,23 (0,08) [3,0]
UNISPIIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_3$	1,6E-5 (4,7E-6) [3,4]	1,5E-5 (4,3E-6) [3,5]
BEVD	$\beta_2$	-8,4E-4 (2,3E-4) [3,7]	-7,5E-4 (2,1E-4) [3,6]
ln(BEVD)	$\beta_3$	0,12 (0,06) [2,0]	0,10 (0,05) [1,9]
KFMHQ	$\beta_4$	2,76 (2,83) [1,0]	2,17 (2,60) [0,8]
BRAEXT	$\beta_5$	-0,13 (0,10) [1,2]	-0,04 (0,10) [0,4]
FERTEXT	$\beta_6$	1,57 (0,42) [3,7]	1,36 (0,39) [3,5]
$\hat{y}(LAND)$	$\beta_7$	0,17 (0,11) [1,6]	0,28 (0,10) [2,6]
ALTIND <sup>2</sup>	$\beta_8$	-2,85 (1,08) [2,6]	-3,18 (0,99) [3,2]
PENDLER	$\beta_{11}$	0,42 (0,20) [2,1]	0,44 (0,18) [2,4]
UNIB	$\beta_{12}$	16,92 (9,70) [1,7]	15,04 (8,88) [1,7]
$DUM(RE,IN,FD)$	$(\beta_{13})$	0,27 (0,05) [5,7]	0,24 (0,04) [5,6]
$DUM(Allgäu,Main-Rhön)$	$(\beta_{14})$	—	-0,19 (0,05) [3,6]
$R^2 / R^2_{(kom)}$		0,65 / 0,58	0,71 / 0,65
Morans $I_{(i)}$ <sup>c</sup>		0,05 (0,88)	0,03 (0,89)
Morans $I_{(ii)}$ <sup>d</sup>		-0,04 (0,45)	-0,08 (1,27)
$FH_{(i)}$ <sup>e</sup>		1,15 F (32, 15) <sup>f</sup> =2,24	1,22 F (15, 31) <sup>f</sup> =2,00
$FH_{(ii)}$ <sup>e</sup>		1,45 F (21, 26) <sup>f</sup> =1,98	1,04 F (26, 20) <sup>f</sup> =2,06
$FH_{(iii)}$ <sup>e</sup>		1,07 F (26, 21) <sup>f</sup> =2,03	1,06 F (25, 20) <sup>f</sup> =2,07
$FS_{(i)}$ <sup>g</sup>		1,67 F (47, 14) <sup>f</sup> =2,25	1,26 F (46, 14) <sup>f</sup> =2,25
$FS_{(ii)}$ <sup>g</sup>		1,16 F (14, 47) <sup>f</sup> =1,89	1,25 F (14, 46) <sup>f</sup> =1,89
$FS_{(iii)}$ <sup>g</sup>		1,11 F (47, 14) <sup>f</sup> =2,25	1,24 F (45, 15) <sup>f</sup> =2,19

<sup>a</sup>Standardabweichungen in runden, t-Werte in eckigen Klammern neben den Schätzern. Kritischer Wert ist 1,96 (5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit). OLS-Regressionen über einen Querschnitt von 75 westdeutschen Regionen (vgl. Anhang I). Zu erklärende Variable: Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens 1976–1992. Zur Definition der erklärenden Variablen vgl. Text sowie Anhang I.d. — <sup>b</sup>Jeweils multipliziert mit FEDICHTE. — <sup>c</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Regionen (vgl. Anhang II); die Teststatistik in Klammern unter dem Autokorrelationsparameter ist asymptotisch NV(0,1). Kritischer Wert 1,96. — <sup>d</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Agglomerationen. — <sup>e</sup>F-Tests auf Homoskedastizität. Zu den Annahmen (i) bis (iii) über die Struktur der möglichen Heteroskedastizität vgl. Anhang II. — <sup>f</sup>Erster Wert: Zählerfreiheitsgrade, zweiter Wert: Nennerfreiheitsgrade. — <sup>g</sup>F-Tests auf Strukturkonstanz der Parameter. Zu den Annahmen (i) bis (iii) über die Struktur der möglichen fehlenden Strukturkonstanz vgl. Anhang II.

Regionen Allgäu und Main-Rhön ( $DUM(Allgäu, Main-Rhön)$ ) verzichtet. Dieses Vorgehen könnte zu einer erheblichen Verschiebung der Schätzfunktion führen, weil nur die Residuen der drei sehr schnell wachsenden Regionen durch eine Dummy „neutralisiert“ werden, nicht aber die der beiden sehr langsam wachsenden Regionen. Um zu zeigen, daß dies nicht der Fall ist, werden in Tabelle A6 beispielhaft die Ergebnisse der — auch in Tabelle 2 wiedergegebenen — Schätzung (3) ohne  $DUM(Allgäu, Main-Rhön)$  mit denen einer Schätzung (3a) unter Einschluß von  $DUM(Allgäu, Main-Rhön)$  verglichen. Es zeigt sich, daß zwar das Bestimmtheitsmaß ( $R^2_{(korrt)}$ ) durch die zusätzliche Dummy weiter „aufgebläht“ wird, die Veränderungen der Parameter jedoch geringfügig sind. Auch verändern sich die Signifikanzniveaus der Parameter nicht spürbar: Insignifikante Parameter bleiben insignifikant, und signifikante Parameter bleiben signifikant. Damit erscheint die Behauptung gerechtfertigt, der Einfluß der zusätzlichen Dummy sei vernachlässigbar.

## V. Ergänzende Testregressionen zu Abschnitt C.IV

Tabelle A5 weist sehr hohe Korrelationskoeffizienten zwischen einzelnen erklärenden Variablen aus, die zu schwerwiegender Multikollinearität führen können. Dies betrifft insbesondere die drei Spillover-Variablen ( $FEDICHT$ ,  $BRANCHSPIL$ ,  $UNISPIL$ ) sowie  $BEVD$ ,  $KFMHQ$  und  $FERTVG$  unter den übrigen erklärenden Variablen. Um zu untersuchen,

- (1) in welchen Relationen die hoch korrelierten Variablen zueinander stehen,
- (2) ob eine falsche Funktionsform für die Dichte an hochqualifizierten Beschäftigten unterstellt wird und
- (3) welche Rolle die Kontrollvariablen spielen,

werden im folgenden die Ergebnisse einiger Testregressionen dargestellt (Tabelle A7).<sup>221</sup>

Zu (1): Um zu untersuchen, in welchen Relationen die hoch korrelierten Variablen zueinander stehen, werden — ausgehend von Schätzung (3) in Tabelle 2

---

<sup>221</sup> Da die Ergebnisse der Vielzahl der durchgeführten Testregressionen hier nicht alle im Detail dokumentiert werden können, enthält Tabelle A7 nur einige ausgewählte Schätzergebnisse.

— zunächst Regressionen gerechnet, in denen jeweils eine, zwei oder alle drei der Spillover-Variablen ausgeschlossen werden.<sup>222</sup> Dabei zeigt sich, daß *FEDICHTE* und *BRANCHSPIL* in einer Art komplementärem Verhältnis zueinander stehen und daß ein solches Verhältnis auch zwischen den drei Spillover-Variablen einerseits und den beiden Variablen für die Externalitäten der Urbanisierung (*BEVDI*,  $\ln(\text{BEVDI})$ ) andererseits besteht. Fehlt entweder *FEDICHTE* oder *BRANCHSPIL*, so ist die jeweils andere Variable nicht signifikant von null verschieden.<sup>223</sup> *UNISPIL* dagegen reagiert kaum auf das Herausnehmen der beiden übrigen Spillover-Variablen; umgekehrt reagieren *FEDICHTE* und *BRANCHSPIL* auch kaum auf das Herausnehmen von *UNISPIL*. In jeder der Testregressionen ohne eine oder mehrere der Spillover-Variablen verliert die Bevölkerungsdichte deutlich an Erklärungskraft; fehlen alle drei Spillover-Variablen, so sind die beiden Variablen für die Bevölkerungsdichte sowohl einzeln als auch gemeinsam insignifikant (Schätzung (5) in Tabelle A7). Dagegen wird die Variable für die Dichte an hochqualifizierten kaufmännischen Beschäftigten (*KFMHQ*) signifikant positiv; sie übernimmt offenbar einen Teil der Erklärungskraft der Spillover-Variablen. In jeder der Testregressionen ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß ( $R^2_{(\text{kor})}$ ) deutlich kleiner als in Regression (3). Darüber hinaus weisen die F-Tests in mehreren Regressionen fehlende Strukturkonstanz zwischen Nord- und Süddeutschland aus.

In einer weiteren Regression werden die beiden Variablen für die Bevölkerungsdichte aus der Schätzfunktion eliminiert (Schätzung (6) in Tabelle A7). Dies führt dazu, daß *FEDICHTE* und *BRANCHSPIL* sowohl einzeln als auch gemeinsam insignifikant werden, *UNISPIL* aber signifikant bleibt. *KFMHQ* wird wiederum signifikant positiv, das  $R^2_{(\text{kor})}$  sinkt kräftig und die Annahme der Strukturkonstanz wird verletzt. Schließlich wird die Variable *KFMHQ* aus der Schätzfunktion ausgeschlossen mit dem Ergebnis, daß der Parameter von *FEDICHTE* leicht ansteigt, die Güte der Schätzung insgesamt nach Maßgabe der verschiedenen Teststatistiken und des Bestimmtheitsmaßes aber nahezu unverändert bleibt.

Aus all diesen Tests ist der Schluß zu ziehen, daß der positive Einfluß der Spillover-Variablen auf die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens nur dann identifizierbar ist, wenn zugleich die Einflüsse anderer Externalitäten der Urbanisierung „herausgefiltert“ werden.

<sup>222</sup> Zum direkten Vergleich wird Schätzung (3) auch in Tabelle A7 wiedergegeben.

<sup>223</sup> In Tabelle A7 wird beispielhaft die Regression ohne *FEDICHTE* als Schätzung (4) wiedergegeben.

Tabelle A7 — Ergebnisse ergänzender Testregressionen<sup>a</sup>

Variable		(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Konstante	$\beta_0$	-1,64 (0,51) [3,2]	-0,99 (0,49) [2,0]	-1,25 (0,42) [3,0]	-1,64 (0,51) [3,2]	-0,49 (0,27) [1,8]
FEDICHTE	$\delta$	—	—	-0,05 (0,05) [1,0]	0,01 (0,03) [0,3]	0,15 (0,07) [2,1]
ln(FEDICHTE)		—	—	—	-0,002 (0,03) [0,1]	—
BRANCHSPIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_1$	-0,02 (0,03) [0,6]	—	0,01 (0,07) [0,2]	—	-0,22 (0,08) [2,7]
UNISPIIL <sup>b</sup>	$\delta\alpha_3$	1,7E-5 (4,9E-6) [3,6]	—	1,4E-5 (4,9E-6) [2,9]	1,6E-5 (5,3E-6) [3,0]	1,2E-5 (4,4E-6) [2,8]
BEVD	$\beta_2$	-4,5E-4 (1,7E-4) [2,6]	-1,4E-4 (1,6E-4) [0,9]	—	-4,8E-4 (2,0E-4) [2,5]	-6,8E-4 (2,1E-4) [3,3]
ln(BEVD)	$\beta_3$	0,08 (0,06) [1,3]	0,01 (0,06) [0,1]	—	0,07 (0,08) [1,0]	0,09 (0,05) [1,9]
KFMHQ	$\beta_4$	4,83 (2,84) [1,7]	8,61 (2,86) [3,0]	6,26 (2,73) [2,3]	5,02 (2,85) [1,8]	—
BRAEXT	$\beta_5$	-0,15 (0,11) [1,4]	-0,14 (0,11) [1,3]	-0,08 (0,11) [0,7]	-0,19 (0,13) [1,5]	—
FERTEXT	$\beta_6$	1,55 (0,44) [3,5]	1,13 (0,43) [2,6]	1,43 (0,46) [3,1]	1,64 (0,50) [3,3]	—
$\hat{y}$ (LAND)	$\beta_7$	0,18 (0,11) [1,6]	0,27 (0,12) [2,3]	0,27 (0,11) [2,4]	0,16 (0,12) [1,3]	0,24 (0,12) [2,1]
ALTIND <sup>2</sup>	$\beta_9$	-2,94 (1,13) [2,6]	-2,22 (1,19) [1,9]	-3,45 (1,16) [3,0]	-2,79 (1,14) [2,4]	-1,86 (1,08) [1,7]
PENDLER	$\beta_{11}$	0,41 (0,21) [2,0]	0,34 (0,23) [1,5]	0,36 (0,22) [1,6]	0,40 (0,21) [1,9]	0,38 (0,19) [2,0]
UNIB	$\beta_{12}$	14,23 (10,06) [1,4]	18,75 (10,70) [1,8]	15,40 (10,18) [1,5]	15,87 (10,22) [1,6]	—
DUM (RE,IN,FD)	$(\beta_{13})$	0,27 (0,05) [5,6]	0,27 (0,05) [5,0]	0,27 (0,05) [5,1]	0,27 (0,05) [5,5]	0,26 (0,05) [5,2]
R <sup>2</sup> / R <sup>2</sup> ( <sub>kor</sub> )		0,62 / 0,54	0,53 / 0,46	0,56 / 0,48	0,61 / 0,53	0,56 / 0,50
Morans I <sub>(i)</sub> <sup>c</sup>	$z_1$	0,03 (0,66)	0,11 (1,37)	0,07 (1,03)	0,08 (1,10)	0,04 (0,90)
Morans I <sub>(ii)</sub> <sup>d</sup>	$z_1$	-0,10 (0,89)	-0,001 (0,39)	-0,00 (0,43)	-0,10 (0,92)	-0,05 (0,73)
FH <sub>(i)</sub> <sup>e</sup>		1,00 F(16, 33) <sup>f</sup> =1,96	1,43 F(18, 35) <sup>f</sup> =1,91	1,06 F(17, 34) <sup>f</sup> =1,93	1,05 F(15, 32) <sup>f</sup> =1,99	1,26 F(19, 36) <sup>f</sup> =1,86
FH <sub>(ii)</sub> <sup>e</sup>		1,55 F(22, 27) <sup>f</sup> =1,95	1,66 F(24, 29) <sup>f</sup> =1,90	1,43 F(23, 28) <sup>f</sup> =1,92	1,54 F(21, 26) <sup>f</sup> =1,98	1,18 F(25, 30) <sup>f</sup> =1,88
FH <sub>(iii)</sub> <sup>e</sup>		1,36 F(27, 22) <sup>f</sup> =2,00	1,85 F(29, 24) <sup>f</sup> =1,93	1,57 F(28, 23) <sup>f</sup> =1,98	1,38 F(26, 21) <sup>f</sup> =2,03	1,23 F(30, 25) <sup>f</sup> =1,92
FS <sub>(i)</sub> <sup>g</sup>		1,14 F(49, 13) <sup>f</sup> =2,32	1,31 F(11, 53) <sup>f</sup> =1,99	1,58 F(12, 51) <sup>f</sup> =1,96	1,28 F(47, 14) <sup>f</sup> =2,25	2,60 F(55, 10) <sup>f</sup> =2,63

noch Tabelle A7

Variable	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
FS <sub>(ii)</sub> <sup>g</sup>	1,62	2,89	2,74	1,49	1,29
	F(13, 49) <sup>f</sup> =1,94	F(11, 53) <sup>f</sup> =1,99	F(12, 51) <sup>f</sup> =1,96	F(14, 47) <sup>f</sup> =1,89	F(10, 55) <sup>f</sup> =1,93
FS <sub>(iii)</sub> <sup>g</sup>	1,41	1,11	1,03	1,56	1,05
	F(49, 13) <sup>f</sup> =2,32	F(11, 53) <sup>f</sup> =1,99	F(12, 51) <sup>f</sup> =1,96	F(47, 14) <sup>f</sup> =2,25	F(10, 55) <sup>f</sup> =1,93

<sup>a</sup>Standardabweichungen in runden, t-Werte in eckigen Klammern unter den Schätzern. Kritischer Wert ist 1,96 (5 vH Irrtumswahrscheinlichkeit). OLS-Regressionen über einen Querschnitt von 75 westdeutschen Regionen (vgl. Anhang I). Zu erklärende Variable: Wachstumsrate des realen regionalen Pro-Kopf-Einkommens 1976–1992. Zur Definition der erklärenden Variablen vgl. Text sowie Anhang I.d. — <sup>b</sup>Jeweils multipliziert mit *FEDICHT*E. — <sup>c</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Regionen (vgl. Anhang II); die Teststatistik in Klammern unter dem Autokorrelationsparameter ist asymptotisch NV(0,1). Kritischer Wert 1,96. — <sup>d</sup>Morans I-Test auf Autokorrelation mit unmittelbar benachbarten Agglomerationen. — <sup>e</sup>F-Tests auf Homoskedastizität. Zu den Annahmen (i) bis (iii) über die Struktur der möglichen Heteroskedastizität vgl. Anhang II. — <sup>f</sup>Erster Wert: Zählerfreiheitsgrade, zweiter Wert: Nennerfreiheitsgrade. — <sup>g</sup>F-Tests auf Strukturkonstanz der Parameter. Zu den Annahmen (i) bis (iii) über die Struktur der möglichen fehlenden Strukturkonstanz vgl. Anhang II.

Zu (2): Mit der zweiten Gruppe von Testregressionen soll überprüft werden, ob die Signifikanz von *BRANCHSPIL* allein daraus resultiert, daß für *FEDICHT*E eine falsche Funktionsform angenommen wird. Zu diesem Zweck werden Regressionen ohne *BRANCHSPIL* durchgeführt, in denen verschiedene nicht-lineare Funktionsformen für *FEDICHT*E angenommen werden.<sup>224</sup> Schätzung (7) in Tabelle A7 gibt die Ergebnisse einer Schätzung wieder, in der *FEDICHT*E und ihr Logarithmus enthalten sind. Beide Variable sind weder einzeln noch gemeinsam signifikant, und auch andere Variable, darunter die Bevölkerungsdichte, verlieren gegenüber Schätzung (3) an Erklärungskraft. Das  $R^2_{(kor)}$  sinkt merklich. Da auch keine der Schätzungen mit einer anderen Funktionsform von *FEDICHT*E zu Ergebnissen führt, die denen von Schätzung (3) vorzuziehen wären, wird die Schlußfolgerung gezogen, daß die Variable *BRANCHSPIL* trotz ihrer hohen Korrelation mit *FEDICHT*E und anderen erklärenden Variablen einen eigenen Erklärungsbeitrag leistet, der nicht auf eine falsche Funktionsform von *FEDICHT*E zurückzuführen ist.

Zu (3): Werden die vier Kontrollvariablen aus der Schätzfunktion ausgeschlossen, so sinken die Parameter von *FEDICHT*E und *UNISPI*L leicht, ohne jedoch merklich an Erklärungskraft zu gewinnen oder einzubüßen. Ähnliches gilt

<sup>224</sup> Darunter sind eine log-lineare und eine quadratische Funktionsform sowie Kombinationen von *FEDICHT*E und ihrem Logarithmus bzw. Quadrat.

für den Großteil der übrigen Variablen. Nur *ALTIND* wird insignifikant. Das Bestimmtheitsmaß sinkt erheblich, und die F-Tests zeigen fehlende Strukturkonstanz zwischen Agglomerationen und peripheren Regionen an. Hieraus ist der Schluß zu ziehen, daß die Kontrollvariablen einen eigenen, von den Spillover-Variablen unabhängigen Erklärungsbeitrag leisten. Dagegen sind die Befürchtungen, die zur Einbeziehung der Spillover-Variablen in die Schätzfunktion führten (Abschnitt C.II.4), weitgehend unbegründet.

Zusammenfassend sind die Testergebnisse dahingehend zu beurteilen, daß die erklärenden Variablen trotz hoher Korrelationen jeweils eigene Erklärungsbeiträge leisten. Es stellt sich heraus, daß die Korrelationen eher Ausdruck einer Komplementarität als einer Substitutionalität zwischen einigen Variablen sind.

## VI. Herleitung des Schätzers $\hat{\beta}_1$ in Gleichung [D.5]

Um das Ausmaß der Unterschätzung des wahren Konvergenzparameters durch den KQ-Schätzer in Konvergenzregressionen abschätzen zu können, wird angenommen, daß die beobachtbaren Pro-Kopf-Einkommen ( $\ln y_{it}$ ,  $\ln y_{it+T}$ ) in der Anfangs- und der Endperiode der Untersuchung aufgrund zufallsbedingter Einflüsse ( $\varepsilon_{it}$ ,  $\varepsilon_{it+T}$ ) von ihren nicht beobachtbaren, unverzerrten (Erwartungs-) Werten ( $\ln \tilde{y}_{it}$ ,  $\ln \tilde{y}_{it+T}$ ) abweichen (Johnston und DiNardo 1997: 153 f.; Judge et al. 1988: 583 ff.). Vereinfachend wird ein additiver Zusammenhang unterstellt:

$$\ln y_{it} = \ln \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it},$$

$$\ln y_{it+T} = \ln \tilde{y}_{it+T} + \varepsilon_{it+T}.$$

Für die Störterme  $\varepsilon_{it}$  und  $\varepsilon_{it+T}$  wird angenommen, daß sie unabhängig voneinander sind, einen Erwartungswert von null und eine zu einem gegebenen Zeitpunkt in allen Regionen gleich hohe Varianz haben. Ferner wird unterstellt, daß sie unabhängig von den jeweiligen ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen ( $\ln \tilde{y}_{it}$  und  $\ln \tilde{y}_{it+T}$ ) sind. Werden diese Gleichungen nach  $\ln \tilde{y}_{it}$  und  $\ln \tilde{y}_{it+T}$  aufgelöst und in das ökonomische Modell [D.1] eingesetzt, so ergibt sich

$$[D.4] \quad \ln y_{it+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + (\varepsilon_{it+T} - \beta_1 \varepsilon_{it}).$$

Wird [D.4] unter Vernachlässigung der zufallsbedingten Verzerrungen der Pro-Kopf-Einkommen ( $\varepsilon_{it} = 0$ ) mittels der Methode der Kleinsten Quadrate (KQ) geschätzt, so errechnet sich der Schätzer  $\hat{\beta}_1$  als

$$[\text{AVI.1}] \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\text{Cov}(\ln y_{it}, \ln y_{it+T})}{\text{Var}(\ln y_{it})}.$$

Wird für  $\ln y_{it+T}$  in [AVI.1] das wahre, ökonomische Modell [D.4] eingesetzt, so ergibt sich

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_1 &= \frac{\text{Cov}(\ln y_{it}, (\beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \varepsilon_{it+T} - \beta_1 \varepsilon_{it}))}{\text{Var}(\ln y_{it})} \\ &= \frac{\text{Cov}(\ln y_{it}, \beta_0) + \beta_1 \text{Var}(\ln y_{it}) + \text{Cov}(\ln y_{it}, \varepsilon_{it+T}) - \beta_1 \text{Cov}(\ln y_{it}, \varepsilon_{it})}{\text{Var}(\ln y_{it})} \end{aligned}$$

$$[\text{AVI.2}] \quad \hat{\beta}_1 = \beta_1 - \beta_1 \frac{\text{Cov}(\ln y_{it}, \varepsilon_{it})}{\text{Var}(\ln y_{it})}.$$

Für den Zähler des Bruchs in [AVI.2] gilt wegen der unterstellten Unabhängigkeit von  $\ln \tilde{y}_{it}$  und  $\varepsilon_{it}$

$$\text{Cov}[\ln y_{it}, \varepsilon_{it}] = \text{Cov}[(\ln \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it}), \varepsilon_{it}] = \text{Cov}[\ln \tilde{y}_{it}, \varepsilon_{it}] + \text{Var}(\varepsilon_{it}) = \text{Var}(\varepsilon_{it}).$$

Der Nenner hingegen ist

$$\text{Var}(\ln y_{it}) = \text{Var}(\ln \tilde{y}_{it} + \varepsilon_{it}) = \text{Var}(\ln \tilde{y}_{it}) + \text{Var}(\varepsilon_{it}).$$

Durch Einsetzen beider Ausdrücke in [AVI.2] und Ausklammern von  $\beta_1$  erhält man schließlich

$$[\text{D.5}] \quad \hat{\beta}_1 = \beta_1 \left( \frac{\text{Var}(\ln \tilde{y}_{it})}{\text{Var}(\ln \tilde{y}_{it}) + \text{Var}(\varepsilon_{it})} \right).$$

## VII. Weitere Schätzungen diskreter Markov-Ketten

Tabelle A8 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,4\sigma$ , 1976–1992 (gepoolt)<sup>a</sup>

Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen <sup>b</sup>							
		$\leq \mu - 0,8\sigma$	$\leq \mu - 0,4\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,4\sigma$	$\leq \mu + 0,8\sigma$	$\leq \mu + 1,2\sigma$	$\leq \mu + 1,8\sigma$	$\infty$
1	33	0,76 (0,07)	0,18 (0,07)	0,06 (0,04)	.	.	.	.	.
2	24	0,17 (0,08)	0,42 (0,10)	0,38 (0,10)	0,04 (0,04)	.	.	.	.
3	30	.	0,30 (0,08)	0,53 (0,09)	0,07 (0,05)	0,10 (0,05)	.	.	.
4	24	.	.	0,38 (0,10)	0,42 (0,10)	0,13 (0,07)	0,04 (0,04)	.	0,04 (0,04)
5	12	.	.	0,17 (0,11)	0,25 (0,13)	0,42 (0,14)	0,08 (0,08)	0,08 (0,08)	.
6	10	.	.	.	0,10 (0,09)	0,20 (0,13)	0,60 (0,15)	.	0,10 (0,09)
7	5	.	.	.	.	0,20 (0,18)	0,40 (0,22)	0,40 (0,22)	.
8	12	.	.	.	.	.	.	0,08 (0,08)	0,92 (0,08)
Anfangsverteilung		0,22	0,16	0,20	0,16	0,08	0,07	0,03	0,08
Stationäre Verteilung		0,13	0,18	0,28	0,10	0,10	0,06	0,03	0,12

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. Die Markov-Kette unterscheidet sich von der in Tabelle 8 dargestellten nur in der Klassenbreite. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

Tabelle A9 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,4\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>

Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen <sup>b</sup>							
		$\leq \mu - 1,0$	$\leq \mu - 0,6\sigma$	$\leq \mu - 0,2\sigma$	$\leq \mu + 0,2\sigma$	$\leq \mu + 0,6\sigma$	$\leq \mu + 1,0\sigma$	$\leq \mu + 1,4\sigma$	$\infty$
1	22	0,77 (0,09)	0,18 (0,08)	.	0,05 (0,04)	.	.	.	.
2	22	0,18 (0,08)	0,45 (0,11)	0,32 (0,10)	0,05 (0,04)	.	.	.	.
3	29	.	0,21 (0,08)	0,45 (0,09)	0,31 (0,09)	0,03 (0,03)	.	.	.
4	25	.	.	0,32 (0,09)	0,40 (0,10)	0,20 (0,08)	0,04 (0,04)	.	0,04 (0,04)
5	21	.	.	0,14 (0,08)	0,33 (0,10)	0,38 (0,11)	0,14 (0,08)	.	.
6	9	.	.	.	0,11 (0,10)	0,44 (0,17)	.	0,22 (0,14)	0,22 (0,14)
7	7	.	.	.	.	0,14 (0,13)	0,43 (0,19)	0,43 (0,19)	.
8	15	.	.	.	.	.	0,07 (0,06)	0,13 (0,09)	0,80 (0,10)
Anfangsverteilung		0,15	0,15	0,19	0,17	0,14	0,06	0,04	0,10
Stationäre Verteilung		0,10	0,12	0,23	0,22	0,13	0,05	0,04	0,10

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

Tabelle A10 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,6\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>

Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6
		Obergrenzen <sup>b</sup>					
		$\leq \mu - 0,9\sigma$	$\leq \mu - 0,3\sigma$	$\leq \mu + 0,3\sigma$	$\leq \mu + 0,9\sigma$	$\leq \mu + 1,5\sigma$	$\infty$
1	30	0,80 (0,07)	0,17 (0,07)	0,03 (0,03)	.	.	.
2	37	0,14 (0,06)	0,57 (0,08)	0,30 (0,08)	.	.	.
3	38	.	0,18 (0,06)	0,61 (0,08)	0,18 (0,06)	.	0,03 (0,03)
4	20	.	0,05 (0,05)	0,35 (0,11)	0,50 (0,11)	0,05 (0,05)	0,05 (0,05)
5	11	.	.	.	0,36 (0,15)	0,45 (0,15)	0,18 (0,12)
6	14	.	.	.	0,07 (0,07)	0,14 (0,09)	0,79 (0,11)
Anfangsverteilung		0,20	0,25	0,25	0,13	0,07	0,09
Stationäre Verteilung		0,14	0,21	0,32	0,17	0,04	0,12

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

Tabelle A11 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen mit einer Klassenbreite von  $0,4\sigma$ , 1976–1992 (ge-poolt)<sup>a</sup>

Klasse	Anzahl der Beobachtungen	1	2	3	4	5	6
		Obergrenzen <sup>b</sup>					
		$\leq \mu - 0,8\sigma$	$\leq \mu - 0,4\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,4\sigma$	$\leq \mu + 0,8\sigma$	$\infty$
1	33	0,76 (0,07)	0,18 (0,07)	0,06 (0,04)	.	.	.
2	24	0,17 (0,08)	0,42 (0,10)	0,38 (0,10)	0,04 (0,04)	.	.
3	30	.	0,30 (0,08)	0,53 (0,09)	0,07 (0,05)	0,10 (0,05)	.
4	24	.	.	0,38 (0,10)	0,42 (0,10)	0,13 (0,07)	0,08 (0,06)
5	12	.	.	0,17 (0,11)	0,25 (0,13)	0,42 (0,14)	0,17 (0,11)
6	27	.	.	.	0,04 (0,04)	0,11 (0,06)	0,85 (0,07)
Anfangsverteilung		0,22	0,16	0,20	0,16	0,08	0,18
Stationäre Verteilung		0,13	0,19	0,29	0,10	0,11	0,18

<sup>a</sup>75 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 150 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — <sup>b</sup> $\mu$ : Mittelwert;  $\sigma$ : Standardabweichung.

# Literaturverzeichnis

## 1. Monographien und Aufsätze

- Aghion, P., und P. Howitt (1992). A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica* 60 (2): 323–351.
- Akerlof, G. (1982). Labor Contracts as Partial Gift Exchange. *Quarterly Journal of Economics* 97: 543–569.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht.
- (Hrsg.) (1992). Space and Applied Econometrics. *Regional Science and Urban Economics* 22 (Special Issue).
- Anselin, L., und R.J. Florax (Hrsg.) (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin.
- Anselin, L., und S. Rey (1991). Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis* 23 (2): 110–131.
- Arrow, K.J. (1962a). The Economic Implications of Learning by Doing. *Review of Economic Studies* 29 (3): 155–173.
- (1962b). Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention. In R.R. Nelson (Hrsg.), *The Rate and Direction of Inventive Activity*. Princeton.
- Audretsch, D.B., und M.P. Feldman (1996). R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production. *American Economic Review* 86 (3): 630–640.
- Audretsch, D.B., und P.E. Stephan (1996). Company-Scientist Locational Links: The Case of Biotechnology. *American Economic Review* 86 (3): 641–652.
- Aydalot, P., und D. Keeble (Hrsg.) (1988). *High Technology Industry and Innovative Environments: The European Experience*. London.
- Bade, F.-J. (1987). *Regionale Beschäftigungsentwicklung und produktionsorientierte Dienstleistungen*. Sonderheft 143. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- Bairoch, P. (1991). The City and Technological Innovation. In P. Higonnet, D.S. Landes und H. Rosovsky (Hrsg.), *Favorites of Fortune*. Cambridge, Mass.
- Balestra, P. (1992). Fixed Effect Models and Fixed Coefficient Models. In L. Mátyás und P. Sevestre (Hrsg.), *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*. Dordrecht.
- Barro, R.J., und X. Sala-i-Martin (1995). *Economic Growth*. New York.
- Basawa, I.Y., und B.L. Prakasa Rao (1980). *Statistical Inference for Stochastic Processes*. London.
- Baumol, W.J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show. *American Economic Review* 76 (5): 1072–1085.

- Bernard, A.B., und S.N. Durlauf (1995). Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics* 10 (2): 97–108.
- BfLR (Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung) (1995). Ausgewählte raumwirksame Bundesmittel. *Informationen zur Raumentwicklung* (4/5): 351–385.
- (1996). Regionale Steuerkraft. Datenlieferung. Bonn.
- Blake, I.F. (1987). *An Introduction to Applied Probability*. Malabar, Fla.
- Blanchard, O.J., und L.F. Katz (1992). Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity* (1): 1–75.
- BMBau (Bundesministerium für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau) (1993). *Raumordnungspolitische Orientierungsrahmen*. Bonn.
- (1996). *Raumordnung in Deutschland*. Bonn.
- Bode, E. (1996a). Ursachen regionaler Wachstumsunterschiede: Wachstumstheoretische Erklärungsansätze. Kieler Arbeitspapiere 740. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- (1996b). Konvergieren oder divergieren die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland? Eine empirische Untersuchung anhand von Markov-Ketten. Kieler Arbeitspapiere 776. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Bode, E., und K. Lammers (1994). Die Wirtschaft im nördlichen Hamburger Umland: Wirtschaftsstruktur, Wirtschaftsentwicklung und Verflechtungen mit Hamburg. Gutachten für die Freie und Hansestadt Hamburg. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Borts, G.H., und J.L. Stein (1964). *Economic Growth in a Free Market*. New York.
- Braczyk, H.-J. (Hrsg.) (1996). *Kurswechsel in der Industrie: Lean Production in Baden-Württemberg*. Stuttgart.
- Brandes, W., und P. Weise (1995). Motivation, Moral und Arbeitsleistung. In K. Gerlach (Hrsg.), *Determinanten der Lohnbildung*. Berlin.
- Bröcker, J. (1989). *Determinanten des regionalen Wachstums im sekundären und tertiären Sektor der Bundesrepublik Deutschland 1970–1982*. München.
- (1994). Die Lehren der neuen Wachstumstheorie für die Raumentwicklung und die Regionalpolitik. In U. Blien, H. Herrmann und M. Koller (Hrsg.), *Regionalentwicklung und regionale Arbeitsmarktpolitik*. Nürnberg.
- (1995). Koreferat zum Referat Dietmar Harhoff. In B. Gahlen, H. Hesse, H.J. Ramser (Hrsg.), *Standort und Region: Neue Ansätze zur Regionalökonomik*. Tübingen.
- Bröcker, J., und K. Peschel (1989). Bestimmungsgründe regionaler Entwicklungsunterschiede der Beschäftigung in der Bundesrepublik Deutschland 1970–1982. In E. von Böventer (Hrsg.), *Regionale Beschäftigung und Technologieentwicklung*. Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F., 189. Berlin.
- Buchanan, J.M. (1950). Federalism and Fiscal Equity. *American Economic Review* 40 (4): 583–599.
- Büttner, T. (1997). Externalities, Location, and Regional Development: Evidence from German District Data. Diskussionspapier 43. Fakultät für Wirtschaftswissenschaften und Statistik, Universität Konstanz.

- Camagni, R. (Hrsg.) (1991). *Innovation Networks: Spatial Perspectives*. London.
- Campbell, S. (1993). Increasing Trade, Declining Port Cities: Port Containerization and the Regional Diffusion of Economic Benefits. In H. Noponen, J. Graham und A.R. Markusen (Hrsg.), *Trading Industries, Trading Regions*. New York.
- Canova, F., und A. Marcet (1995). The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions. CEPR Discussion Paper 1265. London.
- Carlino, G.A., und L.O. Mills (1993). Are U.S. Regional Incomes Converging? A Time Series Analysis. *Journal of Monetary Economics* 32 (2): 335–346.
- (1996a). Convergence and the U.S. States: A Time-Series Analysis. *Journal of Regional Science* 36 (4): 597–616.
- (1996b). Testing Neoclassical Convergence in Regional Incomes and Earnings. *Regional Science and Urban Economics* 26 (6): 565–590.
- Cashin, P. (1995). Economic Growth and Convergence across the Seven Colonies of Australasia: 1861–1991. *Economic Record* 71 (213): 132–144.
- Cheshire, P.C., und G. Carbonaro (1996). Urban Economic Growth in Europe: Testing Theory and Policy Prescriptions. *Urban Studies* 33 (7): 1111–1128.
- Cheshire, P.C., und D.G. Hay (1989). *Urban Problems in Western Europe. An Economic Analysis*. London.
- Cliff, A., und J.K. Ord (1972). Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals. *Geographical Analysis* 4: 267–284.
- (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London.
- Coase, R.H. (1937). The Nature of the Firm. *Economica* 4: 386–405.
- (1960). The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics* 3: 1–44.
- Coe, D.T., und E. Helpman (1995). International R&D Spillovers. *European Economic Review* 39 (5): 859–887.
- Coe, D.T., E. Helpman und A.W. Hoffmaister (1997). North-South R&D Spillovers. *Economic Journal* 107 (January): 134–149.
- Crevoisier, O. (1993). Spatial Shifts and the Emergence of Innovative Milieux: The Case of the Jura Region between 1960 and 1990. *Government and Policy* 11 (4): 419–430.
- Crevoisier, O., und D. Maillat (1991). Milieu, Industrial Organization and Territorial Production Systems: Towards a New Theory of Spatial Development. In R. Camagni (Hrsg.), *Innovation Networks: Spatial Perspectives*. London.
- Crihfield, J.B., und P.H. Panggabean (1995). Growth and Convergence in U.S. Cities. *Journal of Urban Economics* 38: 138–165.
- Crihfield, J.B., J.F. Giertz und S. Metha (1995). Economic Growth in the American States: The End of Convergence? *Quarterly Review of Economics and Finance* 35 (Special 1995): 551–577.
- Davidson, R., und J.K. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York.
- De Charms, R. (1968). *Personal Causation. The Internal Affective Determinants of Behaviour*. New York.

- Deci, E.L., und R.M. Ryan (1985). *Intrinsic Motivation and Self-determination in Human Behaviour*. New York.
- Deitmer, I. (1993). Effekte der regionalen Strukturpolitik auf Investitionen, Beschäftigung und Wachstum. Münster.
- De la Fuente, A. (1997). The Empirics of Growth and Convergence: A Selective Review. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21 (1): 23–73.
- De Long, J.B. (1988). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment. *American Economic Review* 78 (5): 1138–1154.
- Diamond, P.A. (1982). Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium. *Review of Economic Studies* 49: 217–227.
- Di Liberto, A. (1994). Convergence across Italian Regions. *Nota di Lavoro* 94.68. Fondazione ENI Enrico Mattei, Milano.
- Dixit, A.K., und J.E. Stiglitz (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review* 67 (3): 297–308.
- Eaton, J., und S. Kortum (1995). Engines of Growth: Domestic and Foreign Sources of Innovation. NBER Working Paper 5207. Cambridge, Mass.
- (1996). Trade in Ideas — Patenting and Productivity in the OECD. *Journal of International Economics* 40 (3/4): 251–278.
- Ehrig, D. (1996). Endogene Wirtschaftskraft und wirtschaftliches Wachstum. Theoretische Annäherungen und wirtschaftspolitische Folgerungen. IKSF-Discussion Paper 7. Institut für Konjunktur- und Strukturforchung, Universität Bremen.
- Eltges, M. (1995). Raumordnungspolitische Bewertung des kommunalen Finanzausgleichs. *Informationen zur Raumentwicklung* (8/9): 627–638.
- Eltges, M., und H.-P. Gatzweiler (1995). Einführung. *Informationen zur Raumentwicklung* (4/5): I–IV.
- Ethier, W.J. (1982). National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade. *American Economic Review* 72 (3): 389–405.
- Evans, P. (1997). How Fast Do Economies Converge? *Review of Economics and Statistics* 79 (2): 219–225.
- Felsenstein, D. (1996). The University in the Metropolitan Arena: Impacts and Public Policy Implications. *Urban Studies* 33 (9): 1565–1580.
- Fisz, M. (1976). *Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik*. Berlin.
- Franz, W. (1996). *Arbeitsmarktökonomik*. Berlin.
- Frey, B.S. (1992). Tertium Datur: Pricing, Regulating, and Intrinsic Motivation. *Kyklos* 45 (2): 161–184.
- Fricke, D., M. Kops und W. Strauß (1987). *Die regionale Inzidenz des Landeshaushalts von Nordrhein-Westfalen*. Opladen.
- Friedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die? *Journal of Economic Literature* 30 (4): 2129–2132.
- Fürst, D., P. Klemmer und K. Zimmermann (1976). *Regionale Wirtschaftspolitik*. Tübingen.

- Funke, M., und H. Strulik (1997). Regional Growth in West Germany: Convergence or Divergence? Unveröffentlichtes Manuskript. Hamburg.
- Glaeser, E.L. (1994). Cities, Information and Economic Growth. Discussion Paper 1681. Harvard Institute of Economic Research. Harvard University, Cambridge, Mass.
- Glaeser, E.L., J.A. Sheinkman und A. Shleifer (1995). Economic Growth in a Cross-section of Cities. *Journal of Monetary Economics* 36 (1): 117–143.
- Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.A. Sheinkman und A. Shleifer (1992). Growth in Cities. *Journal of Political Economy* 100 (6): 1126–1152.
- Glismann, H.H. (1996). *Wirtschaftliche Auswirkungen mengenmäßiger Importbeschränkungen*. Kieler Studien 279. Tübingen.
- Griliches, Z. (1979). Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth. *Bell Journal of Economics* 10 (1): 92–116.
- (1990). Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey. *Journal of Economic Literature* 28 (4): 1661–1707.
- (1992). The Search for R&D Spillovers. *Scandinavian Journal of Economics* 94 (Suppl.): 29–47.
- Grossman, G.M., und E. Helpman (1990). Comparative Advantage and Long-run Growth. *American Economic Review* 80 (4): 796–815.
- (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, Mass.
- Gundlach, E. (1993). Empirical Evidence for Alternative Growth Models: Time Series Results. *Weltwirtschaftliches Archiv* 129 (1): 103–119.
- Haas, B. (1995). Die wirtschaftspolitische Umsetzung der neuen Wachstumstheorie. In H. Hanusch und W. Gick (Hrsg.), *Ansätze für ein neues Denken in der Wirtschaftspolitik*. München.
- Hall, P.G., und D.G. Hay (1980). *Growth Centres in the European Urban System*. London.
- Hägerstrand, T. (1967). *Innovation Diffusion as a Spatial Process*. Chicago.
- Hansen, G. (1993). *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München.
- Harabi, N. (1995). Channels of R&D Spillovers: An Empirical Investigation. Arbeitspapier 37. Wirtschaftswissenschaftliches Institut der Universität Zürich.
- Harhoff, D. (1995). Agglomerationen und regionale Spillovereffekte. In B. Gahlen, H. Hesse und H.J. Ramser (Hrsg.), *Standort und Region: Neue Ansätze zur Regionalökonomik*. Tübingen.
- Heckhausen, H. (1980). *Motivation und Handeln*. Berlin.
- Henze, M. (1992). *Innovationspolitik und Rent Seeking*. Köln.
- Herden, R. (1992). *Technologieorientierte Außenbeziehungen im betrieblichen Innovationsmanagement*. Heidelberg.
- Herden, R., und P. Heydebreck (1991). Analyse und Unterstützung innovationsorientierter Dienstleistungen. Forschungsprojekt im Auftrag des Ministeriums für Wirtschaft, Mittelstand und Technologie Baden-Württemberg. Zusammenfassende Darstellung der wichtigsten Ergebnisse. Fraunhofer-Institut für Systemtechnik und Innovationsforschung, Karlsruhe.

- Herz, B., und W. Röger (1995). Economic Growth and Convergence in Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv* 135 (1): 132–143.
- Hoffmeyer, M., et al. (1990). *Struktur und Perspektiven der Wirtschaft Schleswig-Holsteins*. Kiel.
- Homann, K. (1995). Gewinnmaximierung und Kooperation — Eine ordnungsethische Reflexion. Kieler Arbeitspapiere 691. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Hoover, E.M. (1936). The Measurement of Industrial Localization. *Review of Economic Statistics* 18 (4): 157–171.
- (1937). *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*. Cambridge, Mass.
- Howitt, P. (1996). On Some Problems in Measuring Knowledge-Based Growth. In P. Howitt (Hrsg.), *The Implications of Knowledge-Based Growth for Micro-Economic Policies*. Calgary.
- Hsiao, C. (1992). Random Coefficient Models. In L. Mátyás und P. Sevestre (Hrsg.), *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*. Dordrecht.
- Jacobs, J. (1969). *The Economy of Cities*. New York.
- Jaffe, A.B., M. Trajtenberg und R. Henderson (1993). Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations. *Quarterly Journal of Economics* 108 (3): 577–598.
- Johnston, J., und J. DiNardo (1997). *Econometric Methods*. New York.
- Jones, C.I. (1995a). R&D-Based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy* 103 (4): 759–784.
- (1995b). Time Series Tests of Endogenous Growth Models. *Quarterly Journal of Economics* 110 (2): 495–525.
- (1998). Population and Ideas: A Theory of Endogenous Growth. NBER Working Paper 6285. Cambridge, Mass. November 1997. Revised, March 27, 1998: <http://www-leland.stanford.edu/~chadj/pop.html>
- Jones, L.E., und R.E. Manuelli (1997). The Sources of Growth. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21 (1): 75–114.
- Judge, G.G., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lütkepohl und T.-C. Lee (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. New York.
- Junkernheinrich, M. (1991). *Gemeindefinanzen*. Berlin.
- Junkernheinrich, M., und P. Klemmer (1985). *Regionalisierung öffentlicher Finanzströme: Eine Analyse zur Zahlungsinzidenz raumwirksamer Mittel in Nordrhein-Westfalen*. Hannover.
- Junius, K. (1997). Economies of Scale: A Survey of the Empirical Literature. Kieler Arbeitspapiere 813. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Kelly, M., und A. Hageman (1996). Marshallian Externalities in Innovation and Growth. Working Paper 96/8. Centre for Economic Research, Department of Economics, University College Dublin.
- Kim, Sukko (1995). Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U.S. Regional Manufacturing Structure, 1860–1987. *Quarterly Journal of Economics* 110 (4): 881–908.

- Kim, Sunwoong (1987). Diversity in Urban Labor Markets and Agglomeration Economies. *Papers of the Regional Science Association* 62: 57–70.
- Klodt, H. (1994). Grundlagen der Forschungs- und Technologiepolitik. Kieler Arbeitspapiere 664. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Klodt, H., J. Stehn et al. (1992). *Die Strukturpolitik der EG*. Kieler Studien 249. Tübingen.
- (1994). *Standort Deutschland: Strukturelle Herausforderungen im neuen Europa*. Kieler Studien 265. Tübingen.
- Krieger, C. (1987). Zur Regionalpolitik der Europäischen Gemeinschaft. *Die Weltwirtschaft* (1): 82–96.
- Krieger-Boden, C. (1995). *Die räumliche Dimension in der Wirtschaftstheorie: Ältere und neuere Erklärungsansätze*. Kiel.
- Krieger-Boden, C., und K. Lammers (1996). Subventionsabbau in räumlicher Perspektive: Wirkungszusammenhänge und Schlußfolgerungen. *Kieler Diskussionsbeiträge* 280. Kiel.
- Krugman, P.R. (1991a). *Geography and Trade*. Cambridge, Mass.
- (1991b). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy* 99 (3): 483–499.
- Laaser, C.-F., und J. Stehn (1996). Marktwirtschaft und Subsidiarität: Die förderative Arbeitsteilung auf dem Prüfstand. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 45 (1): 58–91.
- Läpple, D. (1994a). Die Teilökonomien einer Großstadt in einer neuen Phase strukturellen Umbruchs: Das Beispiel Hamburg. In U. Blien, H. Herrmann und M. Köller (Hrsg.), *Regionalentwicklung und regionale Arbeitsmarktpolitik*. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 184. Nürnberg.
- (1994b). Zwischen Gestern und Übermorgen: Das Ruhrgebiet — eine Industrieregion im Umbruch. In R. Kreibich et al. (Hrsg.), *Bauplatz Zukunft, Dispute über die Entwicklung von Industrieregionen*. Essen.
- Lammers, K. (1987). Die Bund-Länder-Regionalförderung — Ziele, Ansatzpunkte, ökonomische Problematik. *Die Weltwirtschaft* (1): 61–81.
- (1994). Regionale Struktur- und Wachstumsunterschiede in der Bundesrepublik: wo steht Ostdeutschland? *Die Weltwirtschaft* (2): 177–193.
- (1997). *Nordwestdeutschland und seine Regionen im Standortwettbewerb*. HWWA-Report 170. HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg.
- Lessat, V. (1994). *Endogenes Wirtschaftswachstum: Theoretische Modelle und wirtschaftspolitische Implikationen*. Frankfurt am Main.
- Levin, R.C., A.K. Klevorick, R.R. Nelson und S.G. Winter (1987). Appropriating the Returns from Industrial Research and Development. *Brookings Papers on Economic Activity* (2): 783–831.
- Levine, R., und D. Renelt (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review* 82 (4): 942–963.
- Levine, R., und S. Zervos (1994). What We Know about Policy and Growth from Cross-Country Analysis. In L.L. Pasinetti und R.M. Solow (Hrsg.) (1994), *Economic Growth and the Structure of Long-term Development*. Basingstoke.

- Lichtenberg, F.R., und Z. Griliches (1993). R&D Investment and International Productivity Differences. In H. Siebert (Hrsg.), *Economic Growth in the World Economy*. Tübingen.
- (1994). Testing the Convergence Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 76 (3): 576–579.
- Lucas, R.E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22 (1): 3–42.
- Lucio, J.J. de, J.A. Herce und A. Goicolea (1996). Externalities and Industrial Growth: Spain 1978–1992. Papier vorgestellt auf dem „European Congress of the European Regional Science Association“ 26.–30. August, Zürich.
- Luger, M.I. (1993). Technology Development Programs, Intergovernmental Relations, and Balanced Regional Growth. In A.A. Summers, P.C. Cheshire und L. Senn (Hrsg.), *Urban Change in the United States and Western Europe*. Comparative Analysis and Policy. Washington, D.C.
- Luger, M.I., und H.A. Goldstein (1991). *Technology in the Garden: Research Parks and Regional Economic Development*. Chapel Hill.
- Maddala, G.S. (1992). *Introduction to Econometrics*. New York.
- Magrini, S. (1995). Economic Convergence in the European Union: A Markov Chain Approach. Department of Economics. Discussion Papers in Urban and Regional Economics 111, Series C, University of Reading.
- Maier, G., und F. Tödting (1996). *Regional- und Stadtökonomik 2: Regionalentwicklung und Regionalpolitik*. Wien.
- Maier, J., und A. Rösch (1996). Chancen und Möglichkeiten eines kreativen Milieus für die Stadt- und Regionalentwicklung. Gutachterliche Stellungnahme im Auftrag des Bayerischen Staatsministeriums für Landesentwicklung und Umweltfragen. RRV-Forschungsstelle für Raumanalysen, Regionalpolitik und Verwaltungspraxis an der Universität Bayreuth.
- Mankiw, N.G., D. Romer und D.N. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407–437.
- Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*. London.
- (1905). *Handbuch der Volkswirtschaftslehre*. Stuttgart.
- Mátyás, L., und P. Sevestre (Hrsg.) (1992). *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*. Dordrecht.
- Maußner, A., und R. Klump (1996). *Wachstumstheorie*. Berlin.
- Michalk, J., C.-P. Schmid und D. Diedrichs (1995). Finanzausgleich — Grundstrukturen und räumliche Aspekte. In M. Holthus (Hrsg.), *Elemente regionaler Wirtschaftspolitik in Deutschland*. Baden-Baden.
- Mieszkowski, P. (1979). Recent Trends in Urban and Regional Development. In P. Mieszkowski und M. Straszheim (Hrsg.), *Current Issues in Urban Economics*. Baltimore.
- Moran, P.A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika* 37 (1/2): 17–23.

- Mortensen, D.T. (1982). Property Rights and Efficiency in Mating, Racing, and Related Games. *American Economic Review* 72 (5): 968–979.
- Mowery, D.C., und N. Rosenberg (1989). *Technology and the Pursuit of Economic Growth*. Cambridge, Mass.
- Münstermann, E. (1993). Kommunalen Finanzausgleich in den alten Bundesländern 1992/1993. *Zeitschrift für Kommunal Finanzen* 43 (5): 122–126.
- Murphy, K.M., A. Shleifer und R.W. Vishny (1991). The Allocation of Talent. Implications for Growth. *Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 503–530.
- Nelson, A.R., und E.S. Phelps (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth. *American Economic Review, Papers and Proceedings* 56 (2): 69–75.
- Neven, D., und C. Gouyette (1995). Regional Convergence in the European Community. *Journal of Common Market Studies* 33 (1): 47–65.
- Nijkamp, P., und A. Mouwen (1987). Knowledge Centres, Information Diffusion and Regional Development. In J.F. Brotchie, P. Hall und P.W. Newton (Hrsg.), *The Spatial Impact of Technological Change*. London.
- Nijkamp, P., P. Rietveld und I. Salomon (1990). Barriers in Spatial Interaction and Communication – A Conceptual Exploration. *Annals of Regional Science* 24 (4): 237–252.
- Notz, W.W. (1975). Work Motivation and Negative Effects of Extrinsic Rewards. A Review with Implications for Theory and Practice. *American Psychologist* 30: 884–891.
- Oates, W.E. (1972). *Fiscal Federalism*. New York.
- Ohlin, B. (1968). *Interregional and International Trade*. London.
- Osaki, S. (1992). *Applied Stochastic System Modeling*. New York.
- Paqué, K.-H. (1995a). Gibt es auf lange Sicht eine internationale Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen? Kieler Arbeitspapiere 700. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- (1995b). Technologie, Wissen und Wirtschaftspolitik: Zur Rolle des Staates in Theorien des endogenen Wachstums. *Die Weltwirtschaft* (3): 237–253.
- Pasinetti, L.L. (1994). The Structure of Long-term Development: Concluding Comments. In L.L. Pasinetti und R.M. Solow (Hrsg.), *Economic Growth and the Structure of Long-term Development*. Basingstoke.
- Piore, M.J., und C.F. Sabel (1984). *The Second Industrial Divide*. London.
- Pissarides, C. (1979). Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search. *Economic Journal* 89: 818–833.
- Pomfret, R. (1995). Strategic Trade and Industrial Policy as an Approach to Locational Competitiveness: What Lessons from Asia? In H. Siebert (Hrsg.), *Locational Competition in the World Economy*. Tübingen.
- Porter, M.E. (1990). *The Competitive Advantage of Nations*. London.
- Pred, A.R. (1977). *City-Systems in Advanced Economies*. London.

- Quah, D.T. (1993a). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics* 95 (4): 427–443.
- (1993b). Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth. *European Economic Review* 37 (2/3): 426–434.
- (1996). Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review* 40 (6): 1353–1375.
- Quévit, M. (1991). The Impact of Completion of the Internal Market on the Dynamics of Development of the European Regions: An Approach in Terms of Innovative „Milieux“. In M. Quévit (Hrsg.), *Regional Development Trajectories and the Attainment of the European Internal Market*. Louvain-la-Neuve.
- Reimers, W. (1981). *Determinanten regionalen Wachstums*. München.
- Reinhard, M., und H. Schmalholz (1996). *Technologietransfer in Deutschland: Stand und Reformbedarf*. Berlin.
- Richardson, H.W. (1973). *Regional Growth Theory*. London.
- (1979). *Regional Economics*. Urbana.
- (1995). Economies and Diseconomies of Agglomeration. In H. Giersch (Hrsg.), *Urban Agglomeration and Economic Growth*. Berlin.
- Richardson, J.D., und P.J. Smith (1995). Sectoral Growth across U.S. States: Factor Content, Linkages, and Trade. NBER Working Paper 5094. Cambridge, Mass.
- Rivera-Batiz, L.A., und P.M. Romer (1991a). Economic Integration and Endogenous Growth. *Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 531–555.
- (1991b). International Trade with Endogenous Technological Change. *European Economic Review* 35 (4): 971–1004.
- Rogers, E.M. (1983). *Diffusion of Innovations*. New York.
- Romans, J.T. (1965). *Capital Exports and Growth among U.S. Regions*. Middletown.
- Romer, P.M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002–1037.
- (1987). Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization. *American Economic Review* 77 (2): 56–62.
- (1990a). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy* 98 (5): S71–S102.
- (1990b). Human Capital and Growth: Theory and Evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Spring): 251–286.
- Rosenschon, A. (1994). Subventionen in der Bundesrepublik Deutschland. Kieler Arbeitspapiere 617. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- (1997). Finanzhilfen der Bundesländer. Kieler Diskussionsbeiträge 293. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Sala-i-Martin, X. (1990). *On Growth and States*. Cambridge, Mass.
- (1994). Cross-Sectional Regressions and the Empirics of Economic Growth. *European Economic Review* 38 (3/4): 739–747.

- Saxenian, A. (1989). Regional Networks and the Resurgence of Silicon Valley. IURD Working Paper 508. Berkeley.
- Schalk, H.J., und G. Untiedt (1995). Kapitalnutzungskosten in den Kreisen der wiedervereinigten Bundesrepublik Deutschland. *Informationen zur Raumentwicklung* (4/5): 283–293.
- (1996). Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 215 (5): 562–583.
- Schlie, M. (1995). Darstellung und Kritik des Konzepts innovativer Milieus als Determinante regionaler Entwicklung. Diplomarbeit. Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Kiel.
- Schultz, T.P. (1993). The Role of Education and Human Capital in Economic Development: An Empirical Assessment. In H. Siebert (Hrsg.), *Economic Growth in the World Economy*. Tübingen.
- Schumpeter, A. (1942). *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York.
- Segerstrom, P.S., T.C. Anant und E. Dinopoulos (1990). A Schumpeterian Model of the Product Life Cycle. *American Economic Review* 80 (5): 1077–1091.
- Seiter, S. (1997). *Der Beitrag Nicholas Kaldors zur Neuen Wachstumstheorie*. Frankfurt am Main.
- Seitz, H. (1995). Regional Convergence and Spatial Effects. Unveröffentlichtes Manuskript. Universität Mannheim.
- Siebert, H. (1967). *Zur Theorie des regionalen Wirtschaftswachstums*. Tübingen.
- (1969). *Regional Economic Growth, Theory and Policy*. Scranton.
- (1991). A Schumpeterian Model of Growth in the World Economy: Some Notes on a New Paradigm in International Economics. *Weltwirtschaftliches Archiv* 127 (4): 800–812.
- (1994). *Außenwirtschaft*. Stuttgart.
- (1997). *Weltwirtschaft*. Stuttgart.
- (1998). *Economics of the Environment – Theory and Policy*. Berlin.
- Siebert, H., und M. Koop (1990). Institutional Competition. A Concept for Europe? *Außenwirtschaft* 45 (4): 439–462.
- Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65–94.
- (1991). Growth Theory. In D. Greenaway, M. Bleaney und I. Stewart (Hrsg.), *Companion to Contemporary Economic Thought*. London.
- Soltwedel, R. (1986). Süd-Nord-Gefälle — Signal für politischen Handlungsbedarf? In R. von Voss und K. Friedrich (Hrsg.), *Das Süd-Nord-Gefälle*. Stuttgart.
- (1987). Wettbewerb zwischen Regionen statt zentral koordinierter Regionalpolitik. *Die Weltwirtschaft* (1): 129–145.
- Stadler, M. (1995). Geographical Spillovers and Regional Quality Ladders. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 151 (3): 490–504.

- Stehn, J. (1993). Theorie des fiskalen Föderalismus: Ein Referenzmaßstab zur Beurteilung der Beschlüsse von Maastricht. In H. Siebert (Hrsg.), *Die zweifache Integration: Deutschland und Europa*. Tübingen.
- Stigler, G.J. (1966). *The Theory of Price*. New York.
- Stöhr, W.B. (1986). Regional Innovation Complexes. *Papers of the Regional Science Association* 59: 29–44.
- Stolpe, M. (1995). *Technology and the Dynamics of Specialization in Open Economies*. Kieler Studien 271. Tübingen.
- Theil, H. (1971). *Principles of Econometrics*. Amsterdam.
- Thomas, I.P. (1995). Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union: Theoretischer Überblick, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen. Kieler Arbeitspapiere 682. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- (1997). *Ein Finanzausgleich für die Europäische Union? Eine alloktionstheoretische und fiskalföderalistische Analyse*. Kieler Studien 285. Tübingen.
- Tödtling, F. (1993). Regional Networks of High-Technology Firms. The Case of the Greater Boston Region. IIR-Discussion 49. Institut für Raumplanung und Regionalentwicklung, Wirtschaftsuniversität Wien.
- Uzawa, H. (1965). Optimum Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth. *International Economic Review* 6 (1): 18–31.
- Walz, U. (1996). Transport Costs, Intermediate Goods, and Localized Growth. *Regional Science & Urban Economics* 26: 671–695.
- Weder, R., und H.G. Grubel (1993). The New Growth Theory and Coasean Economics: Institutions to Capture Externalities. *Weltwirtschaftliches Archiv* 129 (3): 488–513.
- Weise, P. (1989). Homo oeconomicus und homo sociologicus: Die Schreckensmänner der Sozialwissenschaften. *Zeitschrift für Soziologie* 18 (2): 148–161.
- Wettmann, R.W. (1986). Das Süd-Nord-Gefälle — Realität und Perspektiven. In R. von Voss und K. Friedrich (Hrsg.), *Das Süd-Nord-Gefälle*. Stuttgart.
- Wissenschaftsrat (1987). *Erhebung der Personalstellen der staatlichen Hochschulen*. Köln.
- Wonnacott, R.J., und T.H. Wonnacott (1979). *Econometrics*. New York.
- Young, A. (1998). Growth without Scale Effect. *Journal of Political Economy* 106 (1): 41–63.
- Zucker, L.G., M.R. Darby und M.B. Brewer (1994a). Intellectual Capital and the Birth of U.S. Biotechnology Enterprises. NBER Working Paper 4653. Cambridge, Mass.
- Zucker, L.G., M.R. Darby und J. Armstrong (1994b). Intellectual Capital and the Firm: The Technology of Geographically Localized Knowledge Spillovers. NBER Working Paper 4946. Cambridge, Mass.

## 2. **Quellen des Statistischen Bundesamtes und der Statistischen Landesämter**

- Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung. *Altersstruktur der Bevölkerung Bayerns 1976 und 1992*. Statistischer Bericht A I 3. München.
- *Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe in Bayern nach kreisfreien Städten und Landkreisen 1977 und 1985*. Statistischer Bericht E I 1/S2. München.
- *Strukturdaten über die Pendelwanderung in Bayern. Ergebnisse der Volkszählung am 25. Mai 1987*. Beiträge zur Statistik Bayerns, Heft 455, Bayerische Kreisstatistik 1987 Band 3. München.
- Hessisches Statistisches Landesamt. *Bevölkerung, Deutsche und Nichtdeutsche der hessischen kreisfreien Städte und Landkreise am 31.12. nach Alter und Geschlecht 1976, 1984 und 1992*. Statistischer Bericht A I 3 / A I 4. Wiesbaden.
- *Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe in Hessen 1977 (1985; 1992)*. Statistischer Bericht E I 1. Wiesbaden.
- *Amtliche Bevölkerungszahl des Landes Hessen und ausgewählte Strukturdaten der kreisfreien Städte und Landkreise. Ergebnisse der Volkszählung 1987*. Statistische Berichte AO/VZ 1987/S-4. Wiesbaden.
- *Berufsauspendler am 25. Mai 1987 nach Wohnsitz und ausgewählten Zielgemeinden. Ergebnisse der Volkszählung 1987*. Heft 1 Regierungsbezirk Darmstadt; Heft 2 Regierungsbezirk Gießen; Heft 3 Regierungsbezirk Kassel. Statistische Berichte AO/VZ 1987/S-5. Wiesbaden.
- Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen. *Die Bevölkerung in Nordrhein-Westfalen: Bevölkerungsstand, Bevölkerungsbewegung 1976 (1984; 1992)*. Beiträge zur Statistik des Landes Nordrhein-Westfalen. Düsseldorf.
- *Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe in Nordrhein-Westfalen 1977 (1985)*. Statistischer Bericht E I 1/4. Düsseldorf.
- *Berufs- und Ausbildungspendler*. Sonderreihe zur Volkszählung 1987 in Nordrhein-Westfalen, Band Nr. 3.4. Düsseldorf.
- Niedersächsisches Landesamt für Statistik. *Bevölkerung nach Alter, Geschlecht und Familienstand 1976 (1984; 1992)*. Statistischer Bericht A I 3. Hannover.
- *Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe 1977 (1985)*. Statistischer Bericht E I 1. Hannover.
- *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit, Pendlerdaten*. Statistik Niedersachsen, Band 528, Volks- und Arbeitsstättenzählung 1987, Kreisstatistik Niedersachsen 1987, Teil 1. Hannover.
- Statistisches Bundesamt. *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart. Lfd. Jgg.
- *Fachserie 11: Bildung und Kultur. Reihe 4.4: Personal an Hochschulen 1976 (1985)*. Stuttgart.
- *Fachserie 14: Finanzen und Steuern. Reihe 10.1: Realsteuervergleich 1978 (1985)*. Stuttgart.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg. *Statistik von Baden-Württemberg. Die Bevölkerung 1977 (1985; 1993)*. Stuttgart.

- *Verarbeitendes Gewerbe in Baden-Württemberg 1977 (1985)*. Statistischer Bericht E I 1. Stuttgart.
  - *Regionalergebnisse der Volks- und Berufszählung: Strukturdaten zur Pendelwanderung*. Statistik von Baden-Württemberg. Band 402: Volks-, Berufs-, Gebäude-, Wohnungs- und Arbeitsstättenzählung 1987. Heft 8. Stuttgart.
  - *Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte und Landkreise in der Bundesrepublik Deutschland 1976*. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Heft 10. Stuttgart.
  - *Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte und Landkreise in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1982 und 1984*. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Heft 16. Stuttgart.
  - *Bruttowertschöpfung der kreisfreien Städte, der Landkreise und der Arbeitsmarktregionen in der Bundesrepublik Deutschland 1980, 1990 und 1992*. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Heft 26. Stuttgart.
  - *Entstehung des Bruttoinlandsprodukt in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland 1970 bis 1995*. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder. Heft 27. Stuttgart 1996.
- Statistisches Landesamt Bremen. *Die Bevölkerung nach Altersjahren, Altersgruppen und Geschlecht 1976 (1984; 1992)*. Statistischer Bericht A I 3. Bremen.
- *Verarbeitendes Gewerbe im Lande Bremen 1977 (1983/85)*. Statistischer Bericht E I 1/2/3/5/6. Bremen.
  - *Statistische Mitteilungen, Heft 79, Teil 1. Volks- und Berufszählung im Lande Bremen am 25. Mai 1987, Heft 1.3 Pendler*. Bremen.
- Statistisches Landesamt Hamburg. *Statistisches Taschenbuch*. Hamburg. Versch. Jgg.
- *Die Volks- und Berufszählung in Hamburg am 25. Mai 1987*. Statistik des Hamburgischen Staates, Heft 155. Hamburg.
- Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz. *Bevölkerungsvorgänge im Jahre 1976 (1984; 1992)*. Statistischer Bericht A I 1,3,4 / A II 1 / A III 1. Bad Ems.
- *Verarbeitendes Gewerbe und Bergbau im Jahre 1977 (1985)*. Statistischer Bericht E I 1/3/4/9. Bad Ems.
  - *Volks- und Berufszählung 1987, Pendelwanderung*. Kreisstatistik Rheinland-Pfalz, Band 334. Bad Ems.
- Statistisches Landesamt Saarland. *Bevölkerung nach Alter, Geschlecht und Familienstand 1976 (1984; 1992)*. Statistischer Bericht A I 3. Saarbrücken.
- *Produzierendes Gewerbe 1977 (1985)*. Saarbrücken.
  - *Ergebnisse der Volks- und Berufszählung am 25. Mai 1987*. Einzelschriften zur Statistik des Saarlandes, Nr. 82, Kreisstatistik 1987. Saarbrücken.
- Statistisches Landesamt Schleswig-Holstein. *Die Bevölkerung in Schleswig-Holstein nach Alter und Geschlecht 1976 (1984; 1992)*. Statistischer Bericht A I 3. Kiel.
- *Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in Schleswig-Holstein im Jahre 1977 (1985)*. Statistischer Bericht E I 1. Kiel.
  - *Kreisstatistik Schleswig-Holstein 1987, Teil 2 Pendler*. Statistischer Bericht A/VZ 87-10. Kiel.

## Schlagwortregister

- Abschreibung 19; 94 f.; 100  
Agglomeration 33 f.; 44 ff.; 54 ff.; 67 ff.; 75; 80; 84; 99; 108; 128 f.; 152; 157; 168; 170 ff.; 184  
Agglomerationsgrad 36; 38  
Altindustrien 60 f.; 72; 81; 84; 149  
Arbeit  
    geringqualifiziert 17; 66; 168  
    hochqualifiziert 8; 12; 17 ff.; 43 ff.; 132 f.; 139  
Arbeitsproduktivität 94  
Armutsfalle 130; 149  
Aufholprozeß 13  
Ausgangsverteilung 115  
Ausgleichspolitik 144  
Berufswahl 133  
Beschäftigung 7; 19 ff.; 45 f.; 56; 65 f.; 166 f.; 181  
    hochqualifiziert 21 f.; 31; 45; 50; 66  
Bestimmtheitsmaß 68; 109; 179 ff.  
Betriebsgröße 30; 36; 52 f.  
Bevölkerung 35; 48; 57; 59; 94 f.; 144 f.; 166  
Bevölkerungsdichte 45; 48; 56; 72; 173; 181; 184  
Bevölkerungswachstum 12; 94 f.  
Biotechnologie 27  
Blaupause 8; 10; 18 f.; 22  
Branchenkonzentration 45; 51; 84; 86  
Branchenvielfalt 34; 39  
Club der Reichen 128; 149  
Clubs (Wissenstransfer) 128; 138 ff.; 150  
Distanz, räumliche 25 ff.; 42; 53; 75; 111; 169; 171 f.  
Distribution 52; 86; 89  
Divergenz 1; 3; 13 f.; 23; 41; 86 ff.; 90 ff.; 131; 143 ff.; 149  
Dummyvariable 30 f.; 33; 42; 46; 62; 75 f.; 78; 112; 179 f.  
Effizienz (Pareto) 11; 21; 71; 95; 143; 145  
Endproduktindustrie 17 f.; 22  
Ergodizität 115; 116  
Externalitäten 6; 10 f.; 22 f.; 28; 31 ff.; 38 f.; 51 ff.; 65; 80 ff.; 89; 131; 150; 181; 183  
    der Lokalisierung 44 ff.; 56; 65; 72; 84; 149  
    der Urbanisierung 38; 44 ff.; 54 f.; 65; 80; 148  
Fahrzeugbau 30; 165  
Faktormobilität 14 f.; 132  
Fertigung 44 ff.; 56; 65 f.; 72; 80; 86; 89; 95; 149; 163; 165  
Finanzausgleich, kommunaler 45; 57 ff.; 68; 72; 76; 78; 81; 89; 167; 177; 202  
Finanzkraft 59 f.; 167  
Fiskalföderalismus 132; 145  
Forschung und Entwicklung 2; 7 ff.; 28 ff.; 44 f.; 48 f.; 68 ff.; 78; 81 ff.; 88; 131 ff.; 145 f.; 148; 150  
Freiheitsgrade 69; 76; 173  
FuE-Dichte 44 f.; 48; 50; 53; 55; 64 f.; 88  
Gewerbesteuer 59; 72  
Gewichtungsmatrix, räumliche 110; 169 ff.  
Gießkannenprinzip 136  
Grenzerträge  
    abnehmende 11; 18; 23  
    konstante 9; 11  
Grundlagenforschung 26

- Hafenstädte 44 ff.; 68; 72; 78; 81;  
 167; 174; 177; 202  
 Handelstheorie, neue 29; 56; 89  
 Haushalte, private 163  
 Hochschulen 20; 25 ff.; 37; 45 f.; 51;  
 53; 64; 71 f.; 80; 84; 88; 138 f.; 148;  
 166  
 Hochschulforschung 80; 132  
 Homoskedastizität 69; 74 ff.; 108 ff.;  
 168; 172 ff.; 183  
 Humankapital 19; 93  
 Industrie- und Handelskammer 138 ff.  
 Information, asymmetrische 135  
 Informationsgewinnung 25; 27  
 Informationsproblem 136 f.; 143; 150  
 Innovation 2; 8 ff.; 34 f.; 41; 139; 149  
 Institutionen des Wissenstransfers 137;  
 143  
 Internalisierung externer Effekte 10 f.;  
 22; 27 ff.; 52; 131 ff.; 150  
*Kapitalnutzungskosten* 72  
 Kohlenbergbau 42; 60; 62; 160  
 Komparativer Vorteil 12; 30; 136  
 Konjunktur 100; 106; 143  
 Konsum 5; 9; 20; 93  
 Konsumgut 10; 15 ff.  
 Konvergenz 1; 3; 13; 23; 87; 90 ff.;  
 145; 149  
 Konvergenzhypothese 93 f.  
 Konvergenzparameter 93; 95; 97; 99  
 ff.; 106; 113; 118; 130; 184  
 Konvergenzregressionen 90 ff.; 129;  
 151; 184  
 Korrelation 64; 67; 71 f.; 101; 180;  
 202  
 learning by doing 7; 32  
 learning by investing 7; 15  
 Lebensverhältnisse, regionale 1; 144 f.  
 Lernkurveneffekte 32  
 Lobbying 60 f.; 136; 140  
 Lohnsatz 18; 33; 39; 133  
 love of variety 8  
 Marktunvollkommenheit 21  
 Medium-Tech-Industrien 30  
 Mobilität  
     qualifikatorische 133  
     räumliche 132  
     sektorale 133  
 Monopol 9; 18; 33 f.  
 Monopolrente 8  
 Motivation, extrinsische 140 ff.  
 Motivation, intrinsische 140 ff.  
 Multikollinearität 63 f.; 71 f.; 76; 180  
 Multinomialverteilung 116; 118  
 Netzwerk 139 ff.; 150  
 Normalverteilung 117 f.  
 Nutzenfunktion 21; 54; 94  
 öffentliches Gut 5 f.; 10 ff.; 50; 64;  
 134  
 Output 9 f.; 18  
 Patent 8; 25 f.; 34 f.  
 Patentanmeldung 25; 35  
 Pendler 46; 62; 151; 158  
 periphere Regionen 43; 59 f.; 149;  
 172; 174  
 Polarisierungstheorien 2; 134  
 Produktionsfunktion 17; 20; 23; 33;  
 35; 38; 40  
 Produktqualität 10  
 Produktvielfalt 8 f.  
 Prozeßinnovation 7  
 Querschnittsregression 24; 31  
 Regionalpolitik 57; 144 ff.  
 Regionenabgrenzung 59; 109; 152  
 regression towards the mean 37 f.; 96;  
 103; 112 f.; 118  
 rent seeking 61; 136  
 Reputation 27; 141 f.  
 Residuum 23; 46; 50; 54; 67; 70; 73  
 ff.; 94; 97; 101; 108 ff.; 152; 169; 170  
 ff.; 179  
 reverse engineering 28 f.

- Sachkapital 7; 15  
 SAS 67  
 Schätzfunktion 43 ff.; 93 f.; 110 ff.;  
 179; 183 f.  
 Schiffbau 60 ff.; 149; 161  
 schöpferische Zerstörung 10; 15  
 Seehäfen 42; 62  
 Skalenerträge  
   dynamische 41  
   externe 29 f.; 34  
   interne 29 f.  
   konstante 17  
   steigende 9  
 soziale Normen 139  
 sozialversicherungspflichtig  
   Beschäftigte 37; 53; 166 f.  
 Sparquote 93 f.; 100  
 Spezialisierung, sektoral 13; 24; 78  
 Standortquotient 33; 36  
 Standortvorteil 31  
 Standortwettbewerb 137  
 stationäre Verteilung 115; 123; 125;  
 127; 187  
 Steady State 12; 14; 23; 91; 93; 99 f.;  
 102 ff.; 130  
 Steuerkraft 59  
 Strukturkonstanz 66; 69; 76; 108;  
 112; 168; 172 ff.; 180 ff.  
 Strukturpolitik 58; 61; 132  
 Subventionsäquivalent 58  
 Subventionsmentalität 81  
 Subventionswettbewerb 137  
 technischer Fortschritt 5 ff.; 22; 93 ff.;  
 103 ff.  
 Technologieintensität 30  
 Technologieparks 134; 138  
 Technologiepolitik 11 f.; 57  
 Technologietransfer 149  
 Testhypothese 14; 22; 33; 43; 63; 124  
 Textilindustrie 61; 149  
 Transaktionskosten 138 f.  
 Transportkosten 30 f.  
 Trittbrettfahrer 142  
 Übergangsmatrix 114 ff.; 123 ff.  
 Übergangswahrscheinlichkeit 114 ff.  
 Variationskoeffizient 59; 60; 108; 152  
 Verhandlungskosten 135; 138 f.  
 Volkswirtschaft, geschlossene 6; 14;  
 34; 132  
 Wachstum, regionales 2; 14; 24; 42  
 ff.; 67; 75; 80 f.; 89; 108; 110; 133;  
 146; 148 f.; 174  
 Wachstumspfad 23; 91  
 Wachstumstheorie, neoklassische 93;  
 95; 104; 130  
 Wachstumstheorie, neue 1 ff.; 14 ff.;  
 24; 40; 48; 80; 92; 131; 134; 142;  
 146  
 Wirtschaftsverbände 29; 138; 150  
 wissenschaftliches Personal 68; 71; 82  
 ff.; 166; 177; 180 ff.  
 Wissensdiffusion,  
   innerbetriebliche 45; 52 f.; 71  
   interregionale 50  
   intersektorale 34; 42; 51; 88; 148  
   intrasektorale 32; 34; 43; 45; 71;  
   80  
   lokale 41 ff.; 148; 152  
 Wissensstand 19; 21; 144  
 Wissenstransfer, Institutionen 137;  
 143  
 wohlwollender Diktator 21 f.; 131  
 Zinssatz 5; 9 f.; 18; 20; 72  
 Zwischenprodukt 9; 16 ff.  
 Zwischenproduktindustrie 9 f.; 10; 17  
 f.  
 Zwischenproduktvariante 8 ff.; 17 ff.