

Bode, Eckhardt

Working Paper — Digitized Version

Konvergieren oder divergieren die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland? Eine empirische Untersuchung anhand von Markov-Ketten

Kiel Working Paper, No. 776

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Bode, Eckhardt (1996) : Konvergieren oder divergieren die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland? Eine empirische Untersuchung anhand von Markov-Ketten, Kiel Working Paper, No. 776, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/919>

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.

Kieler Arbeitspapiere Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapiere Nr. 776

**Konvergieren oder divergieren
die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?
Eine empirische Untersuchung anhand von Markov-Ketten**

von
Eckhardt Bode



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapiere Nr. 776

**Konvergieren oder divergieren
die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?
Eine empirische Untersuchung anhand von Markov-Ketten**

von
Eckhardt Bode

715669

Oktober 1996

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

Der Autor dankt seinen Kollegen in der Forschungsabteilung „Raumwirtschaft und Infrastruktur“, insbesondere Frank Bickenbach, für wertvolle Anregungen und Kommentare.

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit untersucht, welchen Beitrag die sogenannten Konvergenzregressionen einerseits und die Schätzungen von Markov-Ketten andererseits zur Klärung der Frage leisten können, ob die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland seit Mitte der siebziger Jahre konvergiert oder divergiert sind. Es wird gezeigt, daß die Ergebnisse der klassischen Konvergenzregressionen aufgrund der zufallsbedingten „regression towards the mean“ verzerrt sind und damit keine verlässliche Antwort geben können. Modellrechnungen unter der Annahme eines stochastischen Regressors erlauben jedoch die Schlußfolgerung, daß eine ökonomisch bedingte Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nur dann möglich ist, wenn die im Untersuchungszeitraum 1976-1992 beobachtbare Zunahme der Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen ausschließlich durch exogene Schocks hervorgerufen wurde. Dies erscheint unwahrscheinlich im Hinblick auf die Tatsache, daß die Zunahme der Varianz zu einem erheblichen Teil auf nur zwei Regionen – die Ballungsräume Rhein-Main (um Frankfurt) und München – zurückzuführen ist. Schätzungen von Markov-Ketten ergeben demgegenüber eine deutliche, aber unvollständige absolute Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland – allerdings mit zwei Ausnahmen: Die beiden Ballungsräume Rhein-Main und München, deren ohnehin hohe Pro-Kopf-Einkommen im Untersuchungszeitraum weiter kräftig gestiegen sind, scheinen sich zunehmend von den übrigen Regionen abzusetzen. Die für die Konvergenz/Divergenz-Debatte entscheidende Frage, ob dieser Prozeß dauerhaft ist und auf wachstumstheoretisch erklärbaren Ursachen beruht, oder ob er lediglich temporärer Natur und zufallsbedingt ist, erfordert weitere, tieferegehende Untersuchungen.

JEL Classification: C19, C21, R11

Inhaltsverzeichnis

1. Problemstellung	1
2. Zum Begriff der Konvergenz	2
3. Methoden der empirischen Konvergenz/Divergenz-Forschung	4
a. Konvergenzregressionen	4
b. Diskrete Markov-Ketten	10
4. Konvergieren oder divergieren der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?	15
a. Konvergenzregressionen	15
b. Schätzung anhand diskreter Markov-Ketten	26
(1) Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?	29
(2) Weisen Agglomerationen andere Entwicklungstendenzen auf als periphere Regionen?	35
(3) Gibt es einen geschlossenen „Club der Reichen“?	39
5. Zusammenfassung	42
Anhang 1 – Abgrenzung westdeutscher Regionen	45
Anhang 2 – Schätzungen von Markov-Ketten für die Perioden 1976–1984 und 1984–1992	50
Literaturverzeichnis	54

I. Problemstellung

Welche ökonomischen Kräfte treiben das Wachstum von Wirtschaft und Wohlstand? Wirken diese eher in Richtung auf eine Angleichung regionaler Wohlstandsniveaus, oder führen sie dazu, daß arme Regionen im Zeitablauf immer ärmer und reiche Regionen immer reicher werden? Kann ein Staat, der sich die Angleichung der regionalen Lebensverhältnisse auf die Fahnen geschrieben hat, die regionale Entwicklung getrost den Marktkräften überlassen, oder muß er korrigierend in das Wirtschaftsgeschehen eingreifen, um arme Regionen zu fördern? Wie ist überhaupt der empirische Befund? Gab es in der Vergangenheit eine Konvergenz oder eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen?

Obwohl diese Fragen bereits viele Generationen von Wissenschaftlern beschäftigt haben, sind die Antworten nach wie vor widersprüchlich. Für Anhänger von „Polarisationstheorien“ ist klar, daß die Marktkräfte zu einer Divergenz der regionalen Wohlstandsniveaus führen, wenn sie nicht durch den Staat kanalisiert werden.¹ Die in jüngerer Vergangenheit entwickelten Ansätze der neuen Wachstums- und Standorttheorien scheinen diese Position zu stützen. Anhänger der neoklassischen Theorie hingegen sehen gerade im freien Spiel der Marktkräfte den Weg zu einer Angleichung der Wohlstandsniveaus. Sie halten unverteilende Eingriffe des Staates für schädlich, weil diese Eingriffe falsche Signale setzen und effizientes Wirtschaften behindern.

Selbst die scheinbar einfachste unter den einleitend gestellten Fragen – die nach dem empirischen Befund – konnte bisher nicht eindeutig beantwortet werden. Zwar gab es gerade in jüngerer Vergangenheit im Gefolge der Arbeiten von Sala-i-Martin (1991) und Mankiw et al. (1992) eine wahre Flut von empirischen Untersuchungen, die übereinstimmend eine signifikante, aber sehr langsam

¹ Einen Überblick über regionale Wachstums- und Entwicklungstheorien geben beispielsweise Richardson (1973; 1979), Krieger-Boden (1995), Maier und Tödting (1996) und Bode (1996).

voranschreitende Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen identifiziert zu haben meinen. Doch werden die Ergebnisse dieser sogenannten Konvergenzregressionen aufgrund schwerwiegender Mängel der Untersuchungsmethode zunehmend infrage gestellt (vgl. z.B. Paqué 1995).

Gegenstand des vorliegenden Beitrags ist zum einen die kritische Auseinandersetzung mit den gängigen Methoden der jüngeren empirischen Konvergenz/Divergenz-Forschung. Zum anderen wird eine eigene Schätzung von Übergangswahrscheinlichkeiten und stationären Verteilungen diskreter Markov-Ketten vorgestellt.²

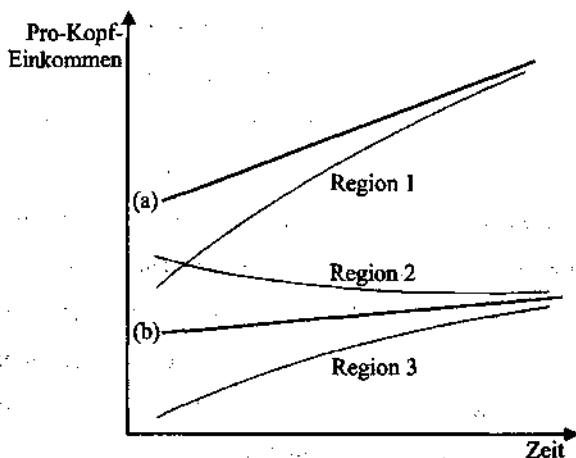
2. Zum Begriff der Konvergenz

Der Begriff der Konvergenz beschreibt im allgemeinen Sprachgebrauch (Duden) einen Prozeß des Annäherns eines einzelnen Merkmals an seinen Grenzwert oder einer Gruppe von Merkmalen an einen für alle Gruppenmitglieder gleichen (Grenz-)Wert. Im wachstumstheoretischen Zusammenhang sind diese Grenzwerte dynamisch zu interpretieren: als gleichgewichtige Steady-State-Wachstumspfade. Von einer Konvergenz der regionalen Wohlstandsniveaus bzw. der regionalen Pro-Kopf-Einkommen kann gesprochen werden, wenn sich die Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf entweder (i) ihrem individuellen Steady-State-Wachstumspfad nähern (Region 1 in Schaubild 1) oder (ii) einem gemeinsamen Steady-State-Wachstumspfad zustreben (Regionen 2 und 3). In der wirtschaftspolitischen Diskussion wird Konvergenz freilich oftmals schlicht im Sinne einer Annäherung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen an den (nationalen) Durchschnitt verstanden, unabhängig davon, ob dieser dem Steady-State-Wachstumspfad entspricht.

Diese begriffliche Unterscheidung ist zu beachten, wenn es um die Interpretation der Ergebnisse empirischer Arbeiten geht: Einige empirische Untersu-

² Letztere Methode wird im folgenden kurz als „Schätzung von Markov-Ketten“ bezeichnet.

Schaubild 1 — Arten von Konvergenz



chungen, deren Schätzmodelle aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleitet werden,³ suchen (und finden) Konvergenz im Sinne von (i) Annäherung der Pro-Kopf-Einkommen an die individuellen, regional unterschiedlichen Steady-State-Wachstumspfade.⁴ Diese Konvergenz wird als „bedingt“ (conditional) bezeichnet. 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 1 durch die Wachstumspfade (a) und (b) dargestellt, wird allerdings im allgemeinen nicht näher untersucht. Es ist also nicht ausgeschlossen, daß Konvergenz im Sinne von (i), nicht aber im Sinne von (ii) vorliegt: Die regionalen Pro-Kopf-Einkommen können sich – wie die Regionen 1 und 2 in Schaubild 1 zeigen – trotz bedingter Konvergenz zunehmend

³ Die Grundlage für diese Schätzungen schufen Mankiw et al. (1992).

⁴ Unterschiede in den regionalen Steady-State-Wachstumspfaden der Pro-Kopf-Einkommen können der neoklassischen Wachstumstheorie zufolge vor allem aus unterschiedlichen Präferenzen der Konsumenten im Hinblick auf die Sparneigung sowie unterschiedlich hohen Raten des technischen Fortschritts und des Bevölkerungswachstums resultieren.

voneinander entfernen. Andere empirische Arbeiten, deren Schätzmodelle ebenfalls aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleitet werden (vgl. v.a. Barro und Sala-i-Martin 1995), identifizieren eine Konvergenz im Sinne von (ii): Sie kommen zu dem Ergebnis, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen gegen einen für alle Regionen gleichen Steady-State-Wachstumspfad konvergieren. Dieser Prozeß wird als „absolute“ Konvergenz bezeichnet. Ob der Wachstumspfad tatsächlich für alle Regionen identisch ist, wird allerdings nicht überprüft; es wird schlicht angenommen. Eine dritte, vergleichsweise kleine Gruppe empirischer Arbeiten schließlich untersucht mit Hilfe von Markov-Ketten ganz allgemein und unabhängig von einer theoretischen Fundierung, ob Regionen gegen einen (oder mehrere) gemeinsamen Wachstumspfad streben.⁵ Ohne explizite wirtschaftstheoretische Fundierung der Schätzung sind freilich keine Aussage über die ökonomischen Ursachen der Konvergenz (oder Divergenz) der regionalen Pro-Kopf-Einkommen möglich.

3. Methoden der empirischen Konvergenz/Divergenz-Forschung

Wie im vorangegangenen Kapitel angedeutet wurde, basiert die empirische Konvergenz/Divergenz-Forschung im wesentlichen auf zwei methodischen Ansätzen: (a) der ökonometrischen Schätzung von Funktionen, die aus der neoklassischen Wachstumstheorie abgeleitet werden, und die entweder bedingte oder absolute Konvergenz zu identifizieren suchen (sogenannte Konvergenzregressionen), und (b) der Schätzung diskreter Markov-Ketten, die untersuchen, ob sich die regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf aufeinander zubewegen oder voneinander entfernen.

⁵ Der methodische Ansatz geht auf Quah (1993a; 1993b) zurück.

a. Konvergenzregressionen

Die 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.⁶ Durch eine Taylor-Approximation erster Ordnung der tatsächlichen Wachstumsraten für den Pro-Kopf-Kapitalstock und den Pro-Kopf-Konsum um ihre Steady-State-Wachstumsraten wird die Dynamik der Variablen im Prozeß der Annäherung an das Steady-State-Wachstumsgleichgewicht modelliert. Nach einigen Umformungen gelangt man für einen diskreten Zeitraum t bis $t+T$ zu der Funktion für die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens

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

wobei y_t das Pro-Kopf-Einkommen der Region r ($r=1, \dots, R$), y_r^{e*} das „effektive“ Pro-Kopf-Einkommen im Steady-State,⁷ x_t die Rate des arbeitssparenden technischen Fortschritts und λ den sogenannten Konvergenzparameter beschreibt, der angibt, um wieviel Prozent sich die Lücke zwischen dem tatsächlichen y_t und dem Steady-State-Pro-Kopf-Einkommen y_r^{e*} pro Periode (t bis $t+1$) verringert. [1] verdeutlicht die neoklassische Konvergenzhypothese: Ist $0 < \lambda < 1$, so konvergiert das Pro-Kopf-Einkommen der Region r gegen das Steady-State-Einkommen. Je größer die Differenz zwischen dem Steady-State-Einkommen und

⁶ Vgl. Sala-i-Martin (1991: 80 ff.). 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 zugrundegelegte neoklassische Standardmodell mit zwei Produktionsfaktoren und arbeitssparendem technischen Fortschritt.

⁷ „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 (x).

dem Einkommen in Periode t ist, und je höher der Konvergenzparameter λ ist, desto schneller wächst die Region bei gegebener Rate des technischen Fortschritts (x).⁸ Im Steady State entspricht die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens der Rate des technischen Fortschritts. Ist hingegen $\lambda=0$, so gibt es weder Konvergenz noch Divergenz; $\lambda < 0$ schließlich impliziert Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen.

Die Schätzung der Funktion [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, so ist $y_r^{e*} = y^{c*}$ eine Konstante; in diesem Fall wird von absoluter oder unbedingter Konvergenz (absolute convergence) gesprochen. [1] vereinfacht sich zu der Schätzfunktion

$$[2] \quad (1/T)(\ln y_{t+T} - \ln y_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_t + u_r$$

mit $\beta_0 = x + \left(\frac{1-c^{-\lambda T}}{T} \right) \ln y^{c*}$, $\beta_1 = -\left(\frac{1-r e^{-\lambda T}}{T} \right)$ und u_r als Störterm, für den

die üblichen Annahmen der Kleinst-Quadrat-(KQ-)Methode getroffen werden.⁹ Weisen die Regionen unterschiedliche Steady-State-Gleichgewichte auf, so ist y_r^{e*} eine Variable. In diesem Fall wird von bedingter oder konditionaler Konvergenz (conditional convergence) gesprochen. Da das Steady-State-Einkommen selbst nicht beobachtbar ist, wird es in der Schätzfunktion durch seine Determinanten substituiert: die Parameter der Nutzenfunktion, zusammengefaßt in der Sparquote (s_r), die Wachstumsrate der Bevölkerung (n_r), die Abschreibungsrate

⁸ λ , 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 einfachsten Fall ist $\lambda=(1-\alpha)(n+\delta+x)$, wobei α die Produktionselastizität des Kapitals, n die Wachstumsrate der Bevölkerung und δ die Abschreibungsrate für Kapital bezeichnet.

⁹ Die Rate des technischen Fortschritts (x) wird als in allen Regionen gleichhoch angenommen. Dies impliziert, daß sich möglicherweise doch bestehende regionale Unterschiede im Niveau der Arbeitsproduktivität in der Anfangsperiode t im Residuum niederschlagen (vgl. Mankiw et al. 1992: 411).

für Kapital (δ_t) und die Rate des technischen Fortschritts (x_t). Die Schätzfunktion ergibt sich als

$$[3] \quad (1/T)(\ln y_{t+T} - \ln y_{t1}) = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{t1} + \beta_2 \ln s_t + \beta_3 \ln(n_t + x_t + \delta_t) + u_t,$$

wobei $\beta_0 = \lambda$ ist. β_2 und β_3 sind Linearkombinationen von Parametern des theoretischen Modells und des Konvergenzparameters (vgl. Mankiw et al. 1992: 423).^{10,11}

Ein Vorzug der Konvergenzregressionen ist sicherlich, daß die Schätzfunktionen unmittelbar aus einer Theorie abgeleitet werden. Die Schätzergebnisse sind damit grundsätzlich direkt im Sinne des theoretischen Modells interpretierbar. Dennoch sprechen zahlreiche Gründe, die hier nicht im einzelnen wiedergegeben werden sollen, gegen die Eignung von Konvergenzregressionen als empirische Tests der neoklassischen Wachstumstheorie.¹² Eingegangen werden soll an dieser Stelle lediglich auf die sogenannte „regression fallacy“, die auch als „Galton's fallacy of regression towards the mean“ (Quah 1993a: 429) bezeichnet wird.

Galton (1822–1911) beobachtete empirisch, daß Eltern mit überdurchschnittlicher Körpergröße im Durchschnitt Kinder haben, die kleiner sind als sie selbst, und daß unterdurchschnittlich große Eltern im Durchschnitt Kinder haben, die größer sind als sie selbst.¹³ Diese scheinbare Konvergenz der Körpergrößen im

¹⁰ Diese Spezifikation verletzt allerdings die im Rahmen der KQ-Methode erforderliche Annahme eines für alle Regionen gleichen Konvergenzparameters λ : Wie in Fußnote 8 gezeigt wurde, ist der λ selbst eine Funktion der Wachstumsrate der Bevölkerung (n), der Abschreibungsrate (δ) und der Rate des technischen Fortschritts (x). Die Annahme, daß diese zwischen den Regionen variieren, ist unvereinbar mit der Konstanz von λ , es sei denn, ihre Summe ist zufälligerweise in allen Regionen identisch.

¹¹ Schalk und Untiedt (1996) erweitern das Modell dahingehend, daß sie regionale Unterschiede in der technischen Effizienz der Produktion explizit berücksichtigen, so daß nunmehr für u_t in Gleichung [3] gilt: $u_t = \beta_4 TE_t + \varepsilon_t$. Nunmehr werden für ε_t die üblichen Annahmen für KQ-Residuen getroffen.

¹² Paqué (1995) nimmt eine umfassende Würdigung dieser Methode vor. Vgl. auch Levine und Renelt (1992), Levine und Zervos (1994), Lichtenberg (1994), Quah (1993a, 1993b) und Stolpe (1995: 47 ff.).

¹³ Die Größenunterschiede zwischen Männern und Frauen berücksichtigte Galton, indem er die Größen der Frauen auf die der Männer hochrechnete. Vgl. Walker (1929: 105 f.) und Friedman (1992: 2129 ff.).

Wechsel der Generationen ist jedoch nicht biologisch bedingt, sondern lediglich eine statistische Eigenschaft von bivariat normalverteilten Zufallsvariablen, deren Streuung im Zeitablauf in etwa konstant ist (vgl. Lindley 1987: 121, Maddala 1992: 104 ff.). Hätte Galton umgekehrt die Größe von Eltern in Abhängigkeit von der Größe ihrer Kinder analysiert, so hätte er vermutlich festgestellt, daß überdurchschnittlich große Kinder im Durchschnitt kleinere Eltern und überdurchschnittlich kleine Kinder größere Eltern haben.

Intuitiv läßt sich dieses scheinbare Paradoxon wie folgt erklären: Die tatsächlich beobachtbaren Körpergrößen sind das Resultat zweier Einflüsse: zum einen einem – hier vereinfachend als konstant angenommenen – biologischen Einfluß, der durch die Erbanlagen ausgeübt wird und bewirkt, daß Kinder ebenso groß sind wie ihre Eltern, und zum zweiten einen zufälligen Einfluß, der zu unsystematischen Abweichungen der tatsächlichen von den biologisch zu erwartenden Körpergrößen führt. Sind die zufälligen Abweichungen im Mittel null und normalverteilt, so gibt es dennoch immer Eltern, die größer (oder kleiner) sind als aufgrund ihrer biologischen Anlagen zu erwarten ist. Soche Eltern werden mit hoher Wahrscheinlichkeit Kinder haben, die kleiner (größer) sind als sie selbst. Dagegen werden Eltern, deren Körpergröße dem Erwartungswert entspricht, mit hoher Wahrscheinlichkeit Kinder haben, die in etwa ebenso groß sind wie sie selbst; die Wahrscheinlichkeit, daß sie sehr viel größere oder sehr viel kleinere Kinder haben, ist gering. Die empirisch über Generationen beobachtbare Entwicklung der Körpergrößen in einer Gruppe von Familien kann zu dem Fehlschluß verleiten, daß die Körpergrößen im Zeitablauf gegen den Mittelwert konvergieren, obwohl der Mittelwert und die Varianz der Körpergrößen langfristig konstant bleiben. Wird der stochastische Einfluß nicht in Betracht gezogen, so kann sie ferner zu dem Fehlschluß verleiten, daß die scheinbare Konvergenz biologische Ursachen hat.

Formal kann die scheinbare Konvergenz anhand der Cauchy-Schwartz-Ungleichung verdeutlicht werden, die besagt, daß die Kovarianz zwischen zwei bivariat normalverteilten Zufallsvariablen nicht größer sein kann als das geometrische Mittel ihrer Varianzen ($\text{Cov}(x,y) \leq [\text{Var}(x)\text{Var}(y)]^{1/2}$) (vgl. Quah 1993a: 432 und Maddala 1992: 104 ff.). Daraus folgt, daß der KQ-Schätzer $\beta_1 = \text{Cov}(x,y)/\text{Var}(x)$ einer linearen Einfachregression $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i$ nicht größer als eins sein kann, wenn $\text{Var}(x) = \text{Var}(y)$.

Für die Konvergenzregressionen bedeutet dies: Der Konvergenzparameter des empirischen Modells wird durch zwei Effekte beeinflusst: zum einen durch die ökonomischen Triebkräfte, deren Einflußrichtung (Konvergenz, Divergenz oder Stationarität) a priori unbekannt ist, und zum anderen durch die rein zufallsbedingte „regression towards the mean“, die den Parameter in Richtung auf Konvergenz verzerrt, obwohl sie sich eigentlich im Residuum niederschlagen sollte. Da die beiden Effekte nicht identifizierbar sind, geben die Schätzergebnisse nur dann eine eindeutige Antwort auf die Frage von Konvergenz oder Divergenz, wenn der Konvergenzparameter Divergenz anzeigt. Ist er null oder deutet er in Richtung auf Konvergenz, so ist eine eindeutige Antwort nicht möglich.

Damit sind die in der Literatur dokumentierten Konvergenzregressionen, die sämtlich in Richtung auf eine schwache Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hindeuten, nicht geeignet, eine tatsächlich *ökonomisch* bedingte Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen zweifelsfrei zu belegen.

Die „Väter“ der Konvergenzregressionen, Barro und Sala-i-Martin, scheinen diese Kritik durchaus anzuerkennen (vgl. Sala-i-Martin 1994: 745; Barro und Sala-i-Martin 1995: 32). Sie stellen sich nunmehr auf den Standpunkt, daß es ihnen letztlich nur auf die grundsätzliche Frage ankommt, ob überhaupt Konvergenz beobachtbar ist. Zur Verdeutlichung ihres Standpunkts ziehen sie Parallelen zu Sportanalysten, für die von Interesse ist, wie lange sich einzelne Teams in der US-Basketball-Liga im Durchschnitt an der Spitze halten können, bis sie wieder

ins Mittelfeld zurückfallen, und wie schnell mittelmäßige Teams im Durchschnitt brauchen, um an die Spitze der Liga zu gelangen.¹⁴ Dieser Vergleich spricht für sich selbst: Der Versuch, in *zufallsbedingten* Resultaten bereits einen Erkenntniswert zu identifizieren, belegt, daß das ursprüngliche Hauptziel der Konvergenzregressionen – der empirische Test der *ökonomischen* Implikationen der neoklassischen Wachstumstheorie – weitgehend aufgegeben wurde.

b. Diskrete Markov-Ketten

Das zweite in der Literatur angewandte Verfahren zur Überprüfung der Konvergenzhypothese ist die Schätzung von Übergangswahrscheinlichkeiten und stationären Verteilungen von diskreten Markov-Ketten. Eine (zeit-)diskrete Markov-Kette ist allgemein definiert als ein Zufallsprozeß, bei dem die Wahrscheinlichkeit, 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:¹⁵

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

Die Unabhängigkeit der zukünftigen Entwicklung eines Merkmals von seiner historischen Entwicklung wird als Markov-Eigenschaft bezeichnet; die Konstante p_{ij} – die Wahrscheinlichkeit, daß X im Zeitraum t bis $t+1$ vom Zustand i in den Zustand j wechselt – heißt Übergangswahrscheinlichkeit.

Das Merkmal X könnte beispielsweise das Pro-Kopf-Einkommen in einer Region r ($r=1, \dots, R$) in Relation zum bundesdurchschnittlichen Pro-Kopf-Ein-

¹⁴ Das Beispiel der Liga in einer Sportart ist insofern instruktiv, als die Varianz der Tabellenplätze im Zeitablauf per Definition konstant ist.

¹⁵ Eine Definition und Beschreibung von Markov-Prozessen findet sich in allen einschlägigen Lehrbüchern der angewandten Wahrscheinlichkeitstheorie. Vgl. z.B. Blake (1987: 332 ff.) oder Osaki (1992: 105 ff.).

kommen bezeichnen. Die Zustände i, j wären dann eine endliche Zahl von Einkommensklassen, gebildet über die möglichen relativen Pro-Kopf-Einkommen. Unter der Annahme, daß die künftige Entwicklung des relativen Pro-Kopf-Einkommens jeder Region r unabhängig davon ist,

- wie es sich in der Vergangenheit entwickelt hat, und
- wie sich die relativen Pro-Kopf-Einkommen in anderen Regionen entwickelt haben und entwickeln werden,

beschreibt p_{ij} die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Region r im Zeitraum t bis $t+1$ (und jedem anderen Zeitraum t' bis $t'+1$) von der Einkommensklasse i in die Einkommensklasse j wechselt.

Werden alle möglichen Übergangswahrscheinlichkeiten in einer Matrix dargestellt, so ergibt sich die Übergangsmatrix \mathbf{P} :

$$[4] \quad \mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1N} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{N1} & p_{N2} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix}, \quad p_{ij} \geq 0, \quad \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1,$$

wobei N die Zahl der überschneidungsfrei definierten Klassen ist. Die zweite Zeile von \mathbf{P} gibt beispielsweise Auskunft darüber, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine Region, die sich zu einem beliebigen Zeitpunkt in Klasse 2 befindet, innerhalb einer Periode (von t bis $t+1$) in die unterste Klasse 1 „absteigt“ (p_{21}), in Klasse 2 verbleibt (p_{22}), in die nächsthöhere Klasse 3 (p_{23}) bzw. eine der übrigen Klassen 4, ..., N (p_{24}, \dots, p_{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 ($\pi_t = (\pi_{t1} \ \pi_{t2} \ \dots \ \pi_{tN})'$ mit $\sum_j \pi_{jt} = 1$) und der Übergangsmatrix \mathbf{P}

beschrieben werden. Unter Verwendung der Chapman-Kolmogorov-Gleichung ($\mathbf{P}^{(m)} \equiv \mathbf{P}^{(r)} \mathbf{P}^{(m-r)}$ mit $\mathbf{P}^{(m)} = [p_{ij}^m]$)¹⁶ ergibt sich die Verteilung in Periode $t+m$ (π_{t+m}) als

$$\pi_{t+m} = \pi_t \mathbf{P}^m.$$

Der Grenzwert der Verteilung der Regionen auf die Einkommensklassen schließlich, gegen den das System – unabhängig von der Ausgangsverteilung – konvergiert, ist

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \pi \mathbf{P}^m = \pi^*$$

für eine beliebige Verteilung π . Die stationäre Verteilung π^* kann Auskunft darüber geben, ob das System von Regionen im Pro-Kopf-Einkommen konvergiert oder divergiert. Die Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen führt zu einer Konzentration von Regionen in mittleren Einkommensklassen; eine Divergenz hingegen führt zu einer Konzentration in hohen und niedrigen Einkommensklassen, während die mittleren Einkommensklassen ausdünnen.

Da die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten (\mathbf{P}) a priori unbekannt ist, müssen die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten geschätzt werden. Eine konsistente Schätzung kann durch die Maximierung der (log-) Likelihood-Funktion

$$\ln L = \ln \pi_{i0} + \sum_{ij} h_{ij} \ln p_{ij}$$

in bezug auf p_{ij} unter der Nebenbedingung $\sum_j p_{ij} = 1$ erfolgen (Basawa und Prakasa Rao 1980: 54), wobei π_{i0} die Wahrscheinlichkeit ist, daß eine Region anfänglich

¹⁶ 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 \mathbf{P} für alle m Perioden identisch ist, muß die Anfangsverteilung π , m mal mit \mathbf{P} multipliziert werden, um die Verteilung nach m Perioden (π_{t+m}) zu berechnen.

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

$$[5] \quad \hat{p}_{ij} = h_{ij} / \sum_j h_{ij}.$$

sofern die Annahmen des Schätzmodells erfüllt sind, d.h. sofern

- die Übergangswahrscheinlichkeiten unabhängig von der Geschichte sind (Markov-Eigenschaft),
- keine Interdependenzen zwischen den regionalen Entwicklungen bestehen, und
- die empirisch beobachtete Anfangsverteilung der Regionen auf die Klassen keinerlei Informationen über die Übergangswahrscheinlichkeiten enthält.

Der Vorteil der Schätzung von Markov-Ketten liegt vor allem darin, daß sie das Problem der „regression towards the mean“ verringern (Quah 1993a), weil sie die einzelnen Beobachtungen in einem im Vergleich zur Regressionsanalyse groben System von Einkommensklassen verdichten: Nicht jede Veränderung der relativen Pro-Kopf-Einkommen wird „registriert“; es wirken sich nur die Veränderungen auf das Ergebnis aus, die dazu führen, daß Regionen von einer Einkommensklasse in eine andere wechseln. Da die in den Daten vorhandenen ökonomischen Informationen aber auch hier durch stochastische Einflüsse verzerrt sind, wird das Problem der „regression towards the mean“ nicht vollständig beseitigt: Schätzfehler können zum einen aus sehr starken stochastischen Schwankungen (hoher Varianz) und zum anderen aus stochastischen Schwankungen der Einkommen solcher Regionen resultieren, die sich im Ausgangszeitpunkt in der Nähe der Klassenränder befinden.

Als ein weiterer Vorteil dieser Methode wird zuweilen betont, daß sie den Daten keinerlei 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 natürlich auch Kosten mit sich: Sie bedingt, daß die Analyse rein deskriptiver Natur ist. Die Schätzungen geben keine Informationen über die den beobachteten dynamischen Prozessen zugrundeliegenden, möglicherweise multidimensionalen ökonomischen Triebkräfte und Wirkungsmechanismen. Im Gegensatz dazu unterliegt eine aus einer Theorie abgeleitete ökonometrische Schätzfunktion zwar zahlreichen aus der Theorie übernommenen Restriktionen; sie ermöglicht dafür aber grundsätzlich Aussagen über ökonomische Zusammenhänge.

Die wohl größte Schwäche der Analyse von Markov-Übergangswahrscheinlichkeiten ist die große Sensitivität der Ergebnisse im Hinblick auf die Abgrenzung der Klassen. Diese Sensitivität kann zum einen daraus resultieren, daß Regionen auf unterschiedlichen Einkommensniveaus systematisch unterschiedliche Dynamiken entfalten. Sie kann zum anderen aber auch aus rein zufallsbedingten Einflüssen resultieren. Wird eine Grenze zwischen zwei Einkommensklassen beispielsweise so gewählt, daß sie eine große Gruppe von Regionen mit nahezu gleichhohen 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 Wahrscheinlichkeit, daß die Übergangswahrscheinlichkeiten in erheblichem Maße 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 (Magrini 1995: 12 ff. gibt einen kurzen Überblick), aber auch diese Verfahren lassen noch einen erheblichen

Spielraum für Manipulation, Willkür und Zufall. Eine Sensitivitätsanalyse durch den Vergleich der Ergebnisse mehrerer Schätzungen mit unterschiedlichen Klassenabgrenzungen erscheint unverzichtbar.

4. Konvergieren oder divergieren der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?

a. Konvergenzregressionen

Die Ergebnisse der Vielzahl der in den vergangenen Jahren auf regionaler Ebene vorgenommenen Konvergenzregressionen sind leicht zusammenzufassen: Die Konvergenzgeschwindigkeit wird zumeist auf etwa 2 vH pro Jahr geschätzt ($\lambda=0,02$). Dieses schon fast als empirisches „Gesetz“ der Ökonomie anmutende Ergebnis wird unter anderem für US-Bundesstaaten (Barro und Sala-i-Martin 1995: 388) japanische Präfekturen (Barro und Sala-i-Martin 1995: 394), ehemalige Kolonien Großbritanniens im Pazifik (Cashin 1995), Regionen in der EU (Barro und Sala-i-Martin 1995: 398; Neven und Gouyette 1995; Thomas 1995; 1996), italienische Regionen (Di Liberto 1994) sowie deutsche Raumordnungsregionen (Herz und Röger 1995) und Landkreise (Seitz 1995) gefunden.¹⁷ Nur wenige Untersuchungen ergeben deutlich höhere oder deutlich niedrigere Konvergenzgeschwindigkeiten: Für Regionen in der EU kommen Neven und Gouyette (1995) zu dem Ergebnis, daß südeuropäische Regionen 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. Für deutsche Raumordnungsregionen stellen Schalk und Untiedt (1996) fest, daß die Berücksichtigung von regionalen Unterschieden in der technischen Effizienz der industriellen Produktion zu einer deutlichen Erhöhung der Konvergenzgeschwindigkeit von etwa 2 vH auf – je nach Schätzansatz – bis zu 12 vH pro Jahr

¹⁷ Zu vergleichbaren Ergebnissen führen 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.

führt. Cheshire und Carbonaro (1995) schließlich zeigen für europäische Verdichtungsräume (functional urban regions – FURs), daß der Schätzer des Pro-Kopf-Einkommens in der Ausgangsperiode (β_1 in [3]) insignifikant wird, wenn die Schätzfunktion um die Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens in den gering verdichteten Regionen (jeweiliger Staat abzüglich FURs) als erklärende Variable ergänzt wird.

Aufgrund der schwerwiegenden Mängel des Schätzansatzes wird in der vorliegenden Arbeit darauf verzichtet, diese Methode auf Regionen in Westdeutschland anzuwenden. Vielmehr soll versucht werden, Anhaltspunkte für die Bedeutung der „regression towards the mean“ zu gewinnen. Dazu werden zum einen zwei Regressionen vorgenommen, in denen die logarithmierten Pro-Kopf-Einkommen im Anfangs- und im Endjahr wechselseitig aufeinander regressiert werden. Wäre der stochastische Einfluß der „regression towards the mean“ gering, so müßten die Schätzer beider Regressionen übereinstimmend Konvergenz oder Divergenz anzeigen. Zum zweiten wird versucht, die stochastischen Schwankungen in den Pro-Kopf-Einkommen in der Schätzfunktion explizit zu berücksichtigen, um abschätzen zu können, wie stark der geschätzte Konvergenzparameter von diesen Schwankungen beeinflußt wird.

Zunächst seien die beiden aus der neoklassischen Wachstumstheorie [1] ableitbaren Schätzfunktionen [6a] und [6b] betrachtet:

$$[6a] \quad \ln y_{t+T} = \beta_{0(a)} + \beta_{1(a)} \ln y_t + u_{t(a)}$$

$$[6b] \quad \ln y_t = \beta_{0(b)} + \beta_{1(b)} \ln y_{t+T} + u_{t(b)}$$

In [6a] wird das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen in einer Endperiode ($t+T$) eines Beobachtungszeitraums ($\ln y_{t+T}$) auf das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen in der Anfangsperiode ($\ln y_t$) regressiert. Aus dem Parameter $\beta_{1(a)} = \exp(-\lambda T)$ läßt sich der Konvergenzparameter λ errechnen. In [6b] wird die umgekehrte Kausalität unterstellt. Der Parameter $\beta_{1(b)}$ entspricht folglich dem Kehrwert von

$\beta_{1(a)}$. Wäre beispielsweise $\beta_{1(a)}$ kleiner als eins, was als Konvergenz zu interpretieren wäre, so müßte $\beta_{1(b)}$ größer als eins sein, um mit der Konvergenzhypothese vereinbar zu sein. Sind hingegen beide Schätzer kleiner (größer) als eins, so ist davon auszugehen, daß die Schätzergebnisse durch stochastische Einflüsse verzerrt sind. Eindeutige Schlußfolgerungen wären dann nicht möglich: Die Schätzergebnisse der Gleichung [6a] signalisierten Konvergenz (Divergenz), während die der Gleichung [6b] Divergenz (Konvergenz) anzeigten.

Die Ergebnisse der beiden Regressionen, die für 79 westdeutsche Regionen über den Zeitraum 1976-1992 vorgenommen wurden, sind in Tabelle 1 wiedergegeben.¹⁸ Die Regression [6a] ergibt einen Schätzer für $\beta_{1(a)}$ von 0,996, der nicht signifikant von eins verschieden ist. Wäre der Schätzer unverzerrt, so könnte dies als Indiz dafür gedeutet werden, daß es in Westdeutschland im Zeitraum 1976-1992 keine oder nur eine sehr schwache Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen gab ($\hat{\lambda}_{(a)} = 0,0003$). Unter Berücksichtigung der „regression towards the mean“ ist aber auch eine Divergenz möglich. Die Schätzung [6b] ergibt einen Wert von

¹⁸ Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang 1. Um ein geschlossenes Wirtschaftsgebiet zu erhalten, wird Berlin ausklammert. Als Indikator für das Pro-Kopf-Einkommen wird die nominale Bruttowertschöpfung je Einwohner verwandt. Eine Deflationierung kann nicht vorgenommen werden, da entsprechende Preisindizes auf Kreisebene in Deutschland nicht verfügbar sind. Überschlägige, aufgrund der Datenlage notwendigerweise unvollständige Berechnungen auf der Grundlage von RDM-Mietpreisspiegeln deuten darauf hin, daß die Wohnungsmieten – als eine bedeutende Komponente eines Deflators – in einigen Großstädten wie Frankfurt, München oder Stuttgart durchaus überdurchschnittlich stark gestiegen sind. Die Abweichungen von den durchschnittlichen Mietsteigerungen sind jedoch nicht so gravierend, daß sie die Rangfolge der – nach der Höhe der Wachstumsraten der nominalen Pro-Kopf-Einkommen geordneten – Regionen grundlegend ändern würden. Bei durchschnittlichen Mietsteigerungen in der Gruppe der untersuchten Regionen von rund 140 vH stiegen die Mieten in Frankfurt beispielsweise um rund 155 vH, in München um rund 190 vH und in Stuttgart um rund 200 vH. Auch ein Vergleich der Verbraucherpreisniveaus (ohne Mieten) in 50 ausgewählten Städten zeigt zum einen vergleichsweise geringe regionale Unterschiede in den Preisniveaus im Jahr 1993 und zum anderen geringe Unterschiede in den Preisentwicklungen seit 1978 (vgl. Ströhl 1994). Gleichwohl ist eine leichte Verzerrung der Ergebnisse infolge unterschiedlicher regionaler Preisentwicklungen nicht auszuschließen.

Tabelle 1 — Tests auf die Relevanz von Galton's Fallacy in Konvergenzregressionen über 79 westdeutsche Regionen 1976–1992^a

Gl.	Zu erklärende Variable	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	adj.R ²	Varianz der zu erkl. Variable
[6a]	ln(PKE92)	0,85 (0,60)	0,996 (0,06)	0,77	0,036
[6b]	ln(PKE76)	1,56 (0,51)	0,77 (0,05)	0,77	0,028

^aStandardabweichungen in Klammern unter den Schätzern. Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang 1.

Quelle: Eigene Schätzungen.

$\hat{\beta}_{1(b)} = 0,774$, der deutlich kleiner als eins ist ($\hat{\lambda}_{(b)} = -0,016$). Dies wiederum könnte im Sinne einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen gedeutet werden.¹⁹

Ein stärker differenziertes Bild ergibt sich, wenn das gesamte Sample von 79 Regionen in 50 periphere Regionen und 29 Agglomerationen (Großstädte einschließlich ihrer Umlandsgebiete) untergliedert wird (Tabelle 2): Im Teilsample der peripheren Regionen ist der Schätzer für $\beta_{1(a)}$ mit 0,88 deutlich niedriger als im Sample der Agglomerationen, wo er mit 1,05 sogar leicht über eins liegt, also mit großer Wahrscheinlichkeit auf eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hindeutet. Dieser Unterschied in den Schätzern zwischen den beiden Teilsamples wird jedoch ausschließlich durch zwei Regionen hervorgerufen: den Ballungsraum Rhein-Main um Frankfurt und den Ballungsraum München. Werden diese beiden Regionen aus dem Teilsample der Agglomerationen eliminiert,²⁰ so sind die Schätzergebnisse für die verbliebenen 27 Agglomerationen

¹⁹ Ähnliche Resultate, die hier nicht dokumentiert werden, ergeben sich auch für die beiden Teil-Zeiträume 1976–1984 und 1984–1992.

²⁰ Dieses gezielte Ausschließen einzelner Beobachtungen dient lediglich der Verdeutlichung der statistischen Zusammenhänge. Aus ökonomischer Sicht wäre es nicht zu rechtfertigen, weil damit die empirischen Anzeichen für eine möglicherweise bestehende Divergenz gezielt eliminiert werden.

Tabelle 2 — Tests auf die Relevanz von Galton's Fallacy in Konvergenzregressionen über 50 periphere Regionen und 29 Agglomerationen 1976–1992^a

Gl.	Zu erklärende Variable	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	adj.R ²	Varianz der zu erkl. Variable
50 periphere Regionen					
[6a]	ln(PKE92)	1,97 0,92	0,88 0,09	0,63	0,020
[6b]	ln(PKE76)	2,03 0,82	0,73 0,08	0,63	0,016
29 Agglomerationen					
[6a]	ln(PKE92)	0,37 1,40	1,05 0,14	0,65	0,031
[6b]	ln(PKE76)	3,05 0,93	0,64 0,09		0,019
27 Agglomerationen (ohne Rhein-Main und München)					
[6a]	ln(PKE92)	2,07 1,28	0,87 0,13	0,63	0,020
[6b]	ln(PKE76)	2,01 1,71	0,74 0,11		0,017

^aStandardabweichungen in Klammern unter den Schätzern. Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang 1.

Quelle: Eigene Schätzungen.

identisch mit denen für die peripheren Regionen. Der Schätzer der Umkehrregressionen [6b] ist in allen Regressionen deutlich kleiner als eins. Auch in den Teilsamples scheint also eine Verzerrung der Schätzergebnisse vorzuliegen.

Obwohl die systematischen, ökonomisch bedingten Einflüsse auf die beobachtbare Pro-Kopf-Einkommen empirisch nicht von den stochastischen Einflüssen isoliert werden können, ist es doch möglich, Modellrechnungen vorzunehmen,

anhand derer untersucht werden kann, unter welchen Annahmen über die zeitliche Entwicklung der Varianz der stochastischen Schwankungen Konvergenz und unter welchen Divergenz besteht. Zu diesem Zweck ist es notwendig, die systematischen und die stochastischen Einflüsse auf die beobachtbaren Pro-Kopf-Einkommen theoretisch voneinander zu trennen. Die systematischen Einflüsse werden durch das ökonomische Modell in [1] beschrieben; die entsprechenden ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen seien hier zur besseren Unterscheidung als $\ln \tilde{y}_n$ und $\ln \tilde{y}_{n+T}$ bezeichnet. Die stochastischen Einflüsse, aus denen die „regression towards the mean“ resultieren kann, seien durch die Störterme u_n und u_{n+T} beschrieben, für die angenommen wird, daß ihr Erwartungswert null und ihre Varianz in allen Regionen zu einem gegebenen Zeitpunkt gleichhoch ist. Ferner sei unterstellt, daß sie unabhängig von den ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen ($\ln \tilde{y}_n$ und $\ln \tilde{y}_{n+T}$) sind. Die beobachtbaren Pro-Kopf-Einkommen y_n und y_{n+T} ergeben sich als Summe der ökonomischen und der stochastischen Einflüsse:²¹

$$\ln y_n = \ln \tilde{y}_n + u_n,$$

$$\ln y_{n+T} = \ln \tilde{y}_{n+T} + u_{n+T}.$$

Werden diese Gleichungen nach $\ln \tilde{y}_n$ und $\ln \tilde{y}_{n+T}$ aufgelöst und in [1] eingesetzt, so ergibt sich

$$\ln y_{n+T} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_n + u_{n+T} + \beta_1 u_n$$

mit $\beta_0 = T\alpha + (1 - e^{-\lambda T}) \ln y_r^{e*}$ und $\beta_1 = e^{-\lambda T}$. Die Schätzfunktion enthält nunmehr zwei Störterme, von denen einer (u_n) mit dem Regressor $\ln y_n$ korreliert ist. Wonnacott und Wonnacott (1979: 266 ff.) zeigen, daß eine konsistente Schätzung von β_1 möglich ist, wenn die beiden Störterme unkorreliert sind und das Verhält-

²¹ Vereinfachend wird ein additiver Zusammenhang zwischen den logarithmierten ökonomisch bedingten Pro-Kopf-Einkommen und den Störtermen unterstellt.

nis der Varianzen beider Störterme $\phi = \sigma_{u_{t+T}}^2 / \sigma_{u_t}^2$ bekannt ist. Für den Schätzer für β_1 erhalten sie näherungsweise die quadratische Gleichung

$$\hat{\beta}_1 = \theta \pm \sqrt{\theta^2 + \phi},$$

wobei $\theta = \frac{\text{Var}(\ln y_{t+T}) - \phi \text{Var}(\ln y_t)}{2 \text{Cov}(\ln y_{t+T}, \ln y_t)}$ ist. Da ϕ immer positiv ist, wird das Vor-

zeichen von $\hat{\beta}_1$ durch das Vorzeichen der Wurzel determiniert; die erste Lösung für $\hat{\beta}_1$ ist positiv, die zweite negativ. Wonnacott und Wonnacott (1979: 170) empfehlen, dasjenige Vorzeichen der Wurzel zu verwenden, das mit dem Vorzeichen der Kovarianz zwischen Regressand und Regressor übereinstimmt. Da die Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in den Jahren 1976 und 1992 positiv ist, lautet der Schätzer im vorliegenden Fall also

$$\hat{\beta}_1 = \theta + \sqrt{\theta^2 + \phi}.$$

ϕ ist freilich unbekannt, so daß $\hat{\beta}_1$ lediglich für vorgegebene, plausibel erscheinende Werte für ϕ geschätzt werden kann. Im folgenden werden Schätzungen unter drei alternative Annahmen über das Verhältnis der beiden Residuenvarianzen wiedergegeben:

1. $\phi_1 = 1,$
2. $\phi_2 = \left(\overline{\ln y_{t+T}} / \overline{\ln y_t} \right)^2,$
3. $\phi_3 = \text{Var}(\ln y_{t+T}) / \text{Var}(\ln y_t).$

Annahme 1 impliziert, daß die Varianz der stochastischen Einflüsse im Zeitablauf konstant bleibt. Mit Annahme 2 wird unterstellt, daß sich das Verhältnis zwischen dem Mittelwert der beobachteten Pro-Kopf-Einkommen und der Standardabweichung der stochastischen Einflüsse nicht ändert.²² Annahme 3 schließ-

²² Die Standardabweichung der Zufallseinflüsse wächst also genauso schnell wie der

lich besagt, daß die Varianz der stochastischen Einflüsse genauso schnell wächst wie die der beobachtbaren Pro-Kopf-Einkommen.

Die Ergebnisse der drei Schätzungen für das gesamte Sample von 79 Regionen sind in Tabelle 3 zusammengefaßt. Wird angenommen, daß die Varianz der stochastischen Einflüsse im Zeitablauf konstant bleibt (Annahme 1), so ergibt sich ein Schätzer $\hat{\beta}_1 = 1,15$, der größer als eins ist und damit auf eine ökonomisch bedingte Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hindeutet. Die im Untersuchungszeitraum erfolgte Zunahme der Varianz der empirisch beobachteten regionalen Pro-Kopf-Einkommen (vgl. Tabelle 1) wird vollständig dem ökonomischen Einfluß zugeschrieben. Auch aus der Annahme 2 resultiert noch Divergenz ($\hat{\beta}_1 = 1,058$), weil die Standardabweichung der empirisch beobachteten Pro-Kopf-Einkommen im Zeitraum 1976–1992 schneller gestiegen ist als der Mittelwert. Die Annahme 3 schließlich, mit der die Zunahme der Varianz der empirisch beobachteten Pro-Kopf-Einkommen vollständig dem stochastischen Einfluß zugeschrieben wird, führt zu einem Schätzer von $\hat{\beta}_1 = 1$, der weder Konvergenz noch Divergenz anzeigt. Eine ökonomisch bedingte Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen ist diesen Modellrechnungen zufolge also nur dann erfolgt, wenn die Varianz der stochastischen Einflüsse im Zeitraum 1976–1992 um mehr als 28,6 vH gestiegen ist.²³

Schätzungen für die beiden Teilsamples – periphere Regionen und Agglomerationen – deuten ebenfalls auf eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hin (Tabelle 3), wenn die Varianz der stochastischen Einflüsse im Zeitablauf konstant geblieben ist (Annahme 1). Von einer ökonomisch bedingten Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen in den beiden Teilsamples ist nur dann auszuge-

Mittelwert der beobachteten Pro-Kopf-Einkommen.

²³ Kaum möglich erscheint allerdings eine Verdoppelung der Varianz der stochastischen Einflüsse ($\phi=2$), die den Modellrechnungen zufolge notwendig ist, um eine ökonomisch bedingte Konvergenzgeschwindigkeit von 2 vH pro Jahr ($\lambda=0,02$) zu ermöglichen, die ein Großteil der bisher erschienenen empirischen Untersuchungen identifiziert zu haben meint.

hen, wenn die Varianz der stochastischen Einflüsse im Untersuchungszeitraum in den peripheren Regionen um mehr als 20,7 vH und in den Agglomerationen sogar um mehr als 64,1 vH gestiegen ist. Wiederum zeigt sich allerdings, daß dieses Ergebnis zu einem erheblichen Teil durch nur zwei Agglomerationen hervorgerufen wurde: die Ballungsräume Rhein-Main und München. Werden diese aus dem Teilsample der Agglomerationen eliminiert, so zeigen sich keine bedeutenden Unterschiede mehr zwischen den beiden Teilsamples: Eine ökonomisch bedingte

Tabelle 3 — Modellrechnungen zum Ausmaß der ökonomisch bedingten Konvergenz bzw. Divergenz^a regionaler Pro-Kopf-Einkommen bei alternativen Annahmen über die Entwicklung stochastischer Einflüsse

Annahme ^b	ϕ	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\lambda}$
79 Regionen			
1	1,000	1,154	-0,009
2	1,174	1,058	-0,004
3	1,286	1,000	0
50 periphere Regionen			
1	1,000	1,124	-0,007
2	1,174	1,019	-0,001
3	1,207	1,000	0
29 Agglomerationen			
1	1,000	1,353	-0,019
2	1,173	1,248	-0,014
3	1,641	1,000	0
29 Agglomerationen (ohne Rhein-Main und München)			
1	1,000	1,111	-0,007
2	1,170	1,008	-0,001
3	1,184	1,000	0

^aDie Schätzungen basieren auf einem Sample von 79 Regionen in Westdeutschland im Zeitraum 1976-1992. — ^bZur Beschreibung der Annahmen und Parameter vgl. Text.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen in den verbleibenden 77 Regionen hat im Zeitraum 1976–1992 stattgefunden, wenn die Varianz der Zufallseinflüsse um nürmehr etwa 20 vH gestiegen ist.

In Anbetracht der in diesen Zeitraum fallenden ökonomischen Schocks erscheint dies keinesfalls unmöglich: Die zweite Ölpreiskrise 1979/80, die deutsche Vereinigung 1990²⁴ und die technologischen Neuerungen in den Bereichen Elektrotechnik und Telekommunikation einschließlich der daraus resultierenden Globalisierung wirtschaftlicher Aktivitäten können die Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen durchaus deutlich erhöht haben. Sie könnten dazu beigetragen haben, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen, die zur Konvergenz tendieren, im langfristigen Prozeß der Annäherung an ihr Steady-State-Gleichgewicht deutlich zurückgeworfen wurden. Selbst das starke Wachstum der Pro-Kopf-Einkommen in den beiden Ballungsräumen Rhein-Main und München könnte zu einem bedeutenden Teil auf derartige Schocks zurückgeführt werden. Frankfurt als Finanzzentrum und München als Zentrum der Elektronikindustrie und der Softwareentwicklung dürften in besonderem Maße von Fortschritten in der Informations- und Kommunikationstechnologie sowie der Globalisierung der Finanz- und Gütermärkte betroffen sein, so daß die oben genannten Schocks die Pro-Kopf-Einkommen hier vermutlich stärker als anderswo beeinflussen.

Voraussetzung für eine solche Interpretation ist allerdings, daß die genannten Schocks tatsächlich als Zufallseinflüsse angesehen werden können. Sind die technologischen Neuerungen in der Elektrotechnik und der Telekommunikation sowie die Globalisierung dagegen als „reguläre“ ökonomische Vorgänge zu interpretieren, deren Erklärung Aufgabe und Gegenstand der Wachstumstheorie ist, so liegt der Schluß nahe, daß die regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Untersuchungszeitraum divergiert sind: Während die Regionen Rhein-Main und München aufgrund

²⁴ Die Folgen der Vereinigung dürften sich freilich bis zum Ende des Untersuchungszeitraums 1992 nur zum Teil in den Daten niedergeschlagen haben.

des technischen Fortschritts überdurchschnittlich schnell wachsen, bleiben die übrigen Regionen in Westdeutschland mehr und mehr zurück. Die Frage, ob die Pro-Kopf-Einkommen der übrigen Regionen dabei gegen einen gemeinsamen Mittelwert konvergieren oder nicht, ist in diesem Fall nur zweitrangig.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß Konvergenzregressionen keine verlässliche Antwort auf die Frage ermöglichen, ob und in welchem Umfang ökonomische Einflüsse, wie sie durch die neoklassische Wachstumstheorie beschrieben werden, zu einer Konvergenz oder einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland im Zeitraum 1976–1992 geführt haben. Stochastische Schwankungen, die eine „regression towards the mean“ mit sich bringen können, scheinen einen nicht unbedeutenden Einfluß auf die Schätzergebnisse zu haben. Es ist zwar theoretisch, nicht aber praktisch möglich, die ökonomische bedingte Entwicklung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen von der zufallsbedingten zu unterscheiden.

Modellrechnungen deuten darauf hin, daß eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nur dann stattgefunden haben kann, wenn die im Untersuchungszeitraum erfolgte spürbare Erhöhung der Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen, die zu einem erheblichen Teil durch das rasche Wachstum der Pro-Kopf-Einkommen in den beiden Ballungsräumen Rhein-Main und München hervorgerufen wurde, auf zufällige Ereignisse zurückzuführen ist, nicht aber auf systematische, ökonomisch erklärbare Ereignisse.

Eindeutig zu den Zufallsereignissen dürften exogenen Schocks wie die zweite Ölpreiskrise 1979/80 und die deutsche Vereinigung zählen. Fraglich ist allerdings, ob auch der technische Fortschritt vor allem in der Informations- und Kommunikationstechnologie sowie die daraus resultierende Globalisierung der Finanz- und Gütermärkte als Zufallsereignisse zu bewerten sind, oder ob sie als Elemente des langfristigen ökonomisch erklärbaren Entwicklungsprozesses zu interpretieren sind. Da das Rhein-Main-Gebiet als Finanzzentrum und München

als Zentrum der Elektronikindustrie und der Softwareentwicklung vermutlich gerade von den letztgenannten Entwicklungen besonders stark betroffen sind; dürfte die Bewertung des technischen Fortschritts in der Informations- und Kommunikationstechnologie und der Globalisierung entscheidend sein für die Frage, ob die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland konvergiert oder divergiert sind.

b. Schätzung anhand diskreter Markov-Ketten

Um die Auswirkungen der „regression towards the mean“ auf die Schätzergebnisse zu verringern, und um ein differenziertes Bild von den Entwicklungstendenzen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen zu erhalten, werden im folgenden Schätzungen von Übergangswahrscheinlichkeiten und stationären Verteilungen von Markov-Ketten vorgenommen. Dabei wird auch überprüft, ob die großstädtischen Ballungsräume innerhalb des Samples deutlich andere Entwicklungstendenzen aufweisen als die peripheren Regionen, und ob sich Anhaltspunkte für die von Magrini (1995) aufgestellte Hypothese finden, derzufolge es in Deutschland eine Gruppe von Regionen mit sehr hohem Pro-Kopf-Einkommen gibt, die sich – quasi als ein geschlossener „Club der Reichen“ – deutlich von den übrigen Regionen absetzen.

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.²⁵ In den stationären

²⁵ Sowohl Magrini (1995) als auch Neven und Gouyette (1995) schätzen die Übergangswahrscheinlichkeiten und die stationären Verteilungen anhand einer einzigen Periode. Als Basisvariablen 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 zugrundelegen, während Magrini (1995) die auf der Grundlage der NUTS III-Ebene abgegrenzten 122 „functional urban regions“ (FURs) verwendet. Darüber hinaus unterscheiden sich beide Arbeiten in der Zahl der Einkommensklassen: Magrini (1995)

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 zugänglich²⁶ ist, bilden die sechs Regionen 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.

In der vorliegenden Untersuchung wird – ebenso wie bei Magrini (1995) und Neven und Gouyette (1995) – das relative regionale Pro-Kopf-Einkommen (nominale Bruttowertschöpfung (BWS) je Einwohner (EINW)) als Basisgröße für die Schätzung von Markov-Ketten gewählt:

$$rPKE_n = \frac{BWS_n / EINW_n}{\sum_r BWS_{rt} / \sum_r EINW_{rt}}$$

Die Normierung, die einem Vorschlag von Quah (1993a: 435) entspricht, hat zum Ziel, die regionalen Pro-Kopf-Einkommen um den nationalen Trend und um globale konjunkturelle Einflüsse zu bereinigen. Die Übergangswahrscheinlichkeiten werden gemäß [5] auf der Grundlage von 79 westdeutschen Regionen und zwei

unterscheidet 11 Einkommensklassen, Neven und Gouyette (1995) unterscheiden sieben.

²⁶ 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.

Übergangsperioden (1976–1984 und 1984–1992) geschätzt.

Grundsätzlich stehen für jeden der Landkreise und kreisfreien Städte in Westdeutschland im Zeitraum 1976 bis 1992 Daten der Bruttowertschöpfung für jedes zweite Jahr zur Verfügung.²⁷ Die maximal möglichen acht zweijährigen Übergangsperioden werden in der vorliegenden Untersuchung jedoch zu zwei Perioden zusammengefaßt. Damit wird letztlich die Möglichkeit, daß die jeweiligen Anfangsverteilungen der Regionen auf die Klassen in den Jahren 1976 und 1984 Informationen über die Übergangswahrscheinlichkeiten enthalten, geringer gewichtet als die Möglichkeit, daß die zweijährigen Übergangswahrscheinlichkeiten – unter anderem aufgrund regionaler Konjunkturzyklen – nicht unabhängig von der Geschichte sind, also die Markov-Eigenschaft nicht erfüllen.

Zudem werden die Landkreise und kreisfreien Städte zu 79 Regionen zusammengefaßt (vgl. Anhang 1). Auf diese Weise wird sichergestellt, daß die Bruttowertschöpfung im wesentlichen auf die Bevölkerung bezogen wird, die sie erwirtschaftet bzw. der diese Einkommen zufließt. Da die Wertschöpfung in Großstädten zu einem erheblichen Teil den Einpendlern aus den Umlandgebieten zuzurechnen ist, wird das Pro-Kopf-Einkommen der größeren kreisfreien Städte systematisch über- und das der Umlandgebiete solcher Städte systematisch unterschätzt. Hinzu kommt, daß mit einer Schätzung von Markov-Ketten auf Kreisebene die Annahme fehlender regionaler Interdependenzen verletzt würde. Insbesondere benachbarte kreisfreie Städte und Landkreise, die infolge starker Handels- und Pendlerströme sowie Unternehmensver- und -auslagerungen intensiv miteinander verflochten sind, dürften sich nicht unabhängig voneinander entwickeln.

Damit stehen zur Schätzung der Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten 158 Beobachtungen zur Verfügung: 79 Regionen mit jeweils zwei Übergangspe-

²⁷ Die Bruttowertschöpfung wird auf Kreisebene in Deutschland nur für jedes zweite Jahr ermittelt. Aufgrund der Kreisreformen vor 1976 sind ältere Daten nicht mit dem vorliegenden Datensatz kompatibel.

rioden.²⁸ Diese Verkürzung der Datenbasis führt sicherlich zum Verlust eines Teils der in den Daten insgesamt enthaltenen Information. Der Informationsverlust wird jedoch bewußt in Kauf genommen, um den methodischen Ansprüchen des Schätzmodells zu entsprechen und damit letztlich die Interpretierbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten.

(1) Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland?

Die deskriptive Statistik für die relativen regionalen Pro-Kopf-Einkommen in den einzelnen Stichjahren (Tabelle 4) zeigt, daß der Mittelwert über alle Regionen im Zeitablauf nahezu konstant geblieben ist. Er liegt unterhalb des Bundesdurchschnitts, was darauf hindeutet, daß eine große Zahl von Regionen mit einem Pro-

Tabelle 4 — Deskriptive Statistik für das relative Pro-Kopf-Einkommen^a in 79 westdeutschen Regionen 1976, 1984 und 1992

Variable	Anzahl der Beobacht.	Mittelwert (μ)	Standard-abw. (σ)	Minimum	Maximum
Einzelne Stichjahre					
rPKE1976	79	0,911	0,158	0,676	1,292
rPKE1984	79	0,912	0,172	0,667	1,381
rPKE1992	79	0,915	0,188	0,640	1,572
Gepoolte Datensätze ^b					
rPKE76/84	158	0,912	0,165	0,667	1,381
rPKE84/92	158	0,913	0,180	0,640	1,572

^aRegionales Pro-Kopf-Einkommen relativ zum Bundesdurchschnitt. — ^bGepoolt über zwei Untersuchungszeiträume: 1976 bis 1984 und 1984 bis 1992.

Quelle: Eigene Berechnungen.

²⁸ In Anhang 2 wird gezeigt, daß die beiden Perioden 1976–1984 und 1984–1992 keine wesentlichen Unterschiede in den Entwicklungstendenzen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen aufweisen, so daß das Poolen der Daten aus beiden Perioden gerechtfertigt erscheint.

Kopf-Einkommen unterhalb des Bundesdurchschnitts einer geringen Zahl vergleichsweise „reicher“ Regionen gegenübersteht. Trotz des im Zeitablauf nahezu unveränderten Mittelwerts hat sich die Spannweite der regionalen Pro-Kopf-Einkommen merklich erhöht: der Wert der Region mit dem niedrigsten Pro-Kopf-Einkommen (Minimum) ist gesunken; der der reichsten Region (Maximum) ist kräftig gestiegen. Entsprechend ist auch die Standardabweichung im Zeitablauf angestiegen.

Wie oben bereits angesprochen wurde, hat die Definition der Einkommensklassen eine möglicherweise ergebnisentscheidende Bedeutung. Aus diesem Grund wurde für die vorliegende Untersuchung eine Vielzahl von Schätzungen für jeweils unterschiedliche Klassenabgrenzungen vorgenommen, die zugleich als Sensitivitätstests fungieren. Die Klassengrenzen wurden dabei anhand des Mittelwerts und der Standardabweichung der relativen Pro-Kopf-Einkommen bestimmt. Variiert wurde zum einen die Anzahl der Klassen: Das Spektrum der relativen Pro-Kopf-Einkommen wurde alternativ in sechs oder acht Klassen unterteilt. Zum zweiten wurde die Größe der Klassen variiert. Zum dritten wurden die Klassen sowohl derart definiert, daß der Mittelwert des Samples (μ) genau einer Klassengrenze entspricht, als auch derart, daß der Mittelwert genau in die Mitte einer Klasse fällt.

Trotz dieser zahlreichen Variationen der Klassen erweisen sich die Resultate der Schätzungen als außerordentlich robust. Es reicht daher aus, die folgende Darstellung der Ergebnisse auf wenige, beispielhaft ausgewählte Schätzungen zu beschränken.²⁹

Tabelle 5 gibt die Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten sowie die Anfangsverteilung und die stationäre Verteilung einer Schätzung wieder, die acht Einkommensklassen unterscheidet und eine Klassengröße von $0,5\sigma$ unterstellt. Der Mittelwert μ fällt in die vierte Klasse. Die Hauptdiagonalelemente der Matrix

²⁹ Die Ergebnisse weiterer Schätzungen sind auf Nachfrage vom Autor erhältlich.

zeigen, daß die Wahrscheinlichkeiten des Verbleibens in den einzelnen Klassen durchaus stark variieren. Die höchste Verbleibswahrscheinlichkeit hat mit 83 vH die höchste Einkommensklasse. Entsprechend beträgt die Wahrscheinlichkeit des Abstiegs nur 17 vH, wenn eine Region einmal in diese Klasse gelangt ist. Dagegen scheint die Wahrscheinlichkeit insgesamt gering zu sein, in diese höchste Einkommensklasse zu gelangen: Die darunterliegenden Klassen 5 bis 7 haben eine deutlich höhere Abstiegs- als Aufstiegswahrscheinlichkeit. Insgesamt tendieren also Regionen mit überdurchschnittlich hohem Pro-Kopf-Einkommen eher dazu, ihren Einkommensvorsprung gegenüber den anderen Regionen zu verlieren. Lediglich die wenigen Regionen, die jeweils an der Spitze der Einkommens-

Tabelle 5 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen 1976–1992 (gepoolt)^a

Klasse	Anz. Beob.	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen ^b							
		$\leq \mu - 1,25\sigma$	$\leq \mu - 0,75\sigma$	$\leq \mu - 0,25\sigma$	$\leq \mu + 0,25\sigma$	$\leq \mu + 0,75\sigma$	$\leq \mu + 1,25\sigma$	$\leq \mu + 1,75\sigma$	$> \mu + 1,75\sigma$
1	10	0,40	0,60						
2	29	0,07	0,62	0,24	0,07				
3	36	0,03	0,08	0,64	0,25				
4	33			0,18	0,64	0,15		0,03	
5	16			0,06	0,56	0,31	0,06		
6	10				0,10	0,40	0,30	0,20	
7	12					0,08	0,33	0,42	0,17
8	12							0,17	0,83
Anfangsverteilung		0,06	0,18	0,23	0,21	0,10	0,06	0,08	0,08
stationäre Verteilung		0,02	0,10	0,28	0,38	0,11	0,03	0,04	0,04

^a79 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 158 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — ^b μ : Mittelwert; σ : Standardabweichung.

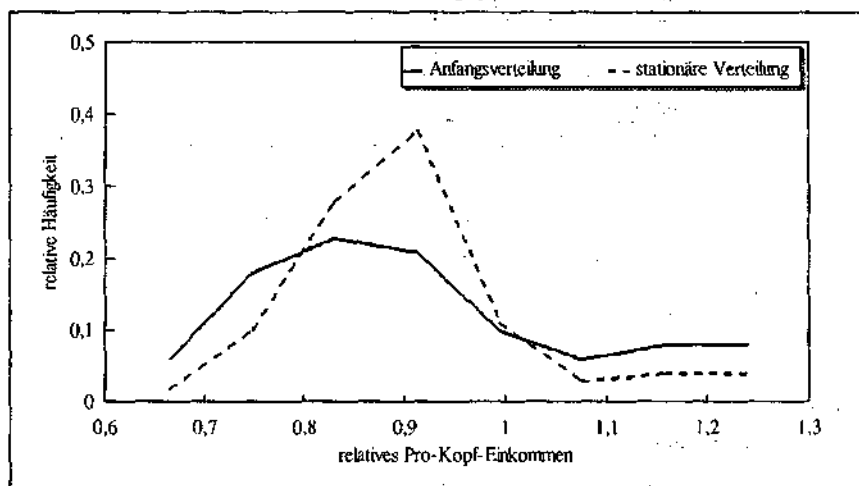
Quelle: Eigene Schätzungen.

hierarchie stehen, scheinen ihre einmal erlangte Position mit hoher Wahrscheinlichkeit halten oder sogar ausbauen zu können.

Ganz anders stellt sich die Situation der Regionen mit weit unterdurchschnittlichem Pro-Kopf-Einkommen dar: Insbesondere haben Regionen am unteren Ende der Pro-Kopf-Einkommensskala (Klasse 1) eine höhere Wahrscheinlichkeit (60 vH), gegenüber den übrigen Regionen aufzuholen und eine Klasse aufzusteigen, als in der untersten Klasse zu verbleiben (40 vH). Auch in den Klassen 2 und 3 ist die Wahrscheinlichkeit eines Aufstiegs höher als die eines Abstiegs – allerdings bei einer deutlich höheren Verbleibewahrscheinlichkeit. Regionen schließlich, die in der Mitte der Einkommensskala angesiedelt sind (Klasse 4), scheinen sich in einer vergleichsweise stabilen Situation zu befinden: Zwar ist ihre Verbleibewahrscheinlichkeit mit 64 vH nicht höher als die der Regionen in den nächst unteren Klassen. Wenn sie jedoch auf- oder absteigen, was mit gleicher Wahrscheinlichkeit möglich ist, so ist die Wahrscheinlichkeit höher, daß sie in einer der nachfolgenden Perioden wieder nach Klasse 4 zurückkehren, als daß sie in die Bereiche sehr niedriger oder sehr hoher Pro-Kopf-Einkommen gelangen.

Insgesamt deuten die Schätzergebnisse also auf eine Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen gegen den Mittelwert hin. Die stationäre Verteilung bestätigt diesen Eindruck (Tabelle 5, Schaubild 2). 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, so hätten schließlich gut drei Viertel aller Regionen ein in etwa durchschnittliches Pro-Kopf-Einkommen (Klassen 3-5); in den Jahren 1976 bzw. 1984 war es lediglich gut die Hälfte der Regionen (Anfangsverteilung). Dagegen würden die Ränder der Pro-Kopf-Einkommens-Verteilung spürbar ausdünnen. Es gäbe den Schätzungen zufolge gleichwohl immer eine Zahl von

Schaubild 2 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen 1976–1992 (gepoolt)



Quelle: Eigene Schätzungen.

Regionen (mit durchaus wechselnder Zusammensetzung), die sehr reich oder sehr arm sind. Dabei scheint aus der Sicht einzelner Regionen die Wahrscheinlichkeit, dauerhaft sehr arm zu bleiben, wenn sie einmal arm sind, deutlich geringer zu sein als die Wahrscheinlichkeit, sehr reich zu bleiben, wenn sie einmal reich sind.

Zu ähnlichen Resultaten führt auch der überwiegende Teil der übrigen Schätzungen von Markov-Ketten mit variierender Klassenzahl und -größe, von denen eine exemplarisch in Tabelle 6 wiedergegeben wird. Die verschiedenen Schätzungen unterscheiden sich zwar durchaus in der Höhe der Übergangswahrscheinlichkeiten sowie in den Anfangs- und den stationären Verteilungen: So sind die Verbleibswahrscheinlichkeiten von Regionen in der untersten Klasse zuweilen ebenso hoch oder sogar höher als die in der Klasse der höchsten Pro-Kopf-Einkommen, und die stationären Verteilungen weisen zuweilen eine Konzen-

Tabelle 6 — Geschätzte Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen 1976–1992 (gepoolt)^a

Klasse	Anz. Beob.	1	2	3	4	5	6
		Obergrenzen					
		$\leq \mu - \sigma$	$\leq \mu - 0,5\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,5\sigma$	$\leq \mu + \sigma$	$> \mu + \sigma$
1	26	0,73	0,23	0,04	.	.	.
2	28	0,14	0,54	0,29	0,03	.	.
3	35	0,03	0,20	0,66	0,11	.	.
4	32	.	.	0,31	0,60	0,06	0,03
5	8	.	.	.	0,62	0,13	0,25
6	29	.	.	.	0,04	0,17	0,79
Anfangsverteilung		0,17	0,18	0,22	0,20	0,05	0,18
stationäre Verteilung		0,17	0,24	0,36	0,16	0,02	0,05

^a79 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 158 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — ^b μ : Mittelwert; σ : Standardabweichung.

Quelle: Eigene Schätzungen.

tration von Regionen in Klassen auf, die leicht unter statt genau im Durchschnitt liegen. Gleichwohl deuten die Schätzungen darauf hin, daß in Westdeutschland eine ausgeprägte, aber unvollständige Konvergenz regionaler Pro-Kopf-Einkommen in Richtung auf die Mitte der Verteilung zu beobachten ist.

Insgesamt können damit die Ergebnisse, die Magrini (1995) sowie Neven und Gouyette (1995) für europäische Regionen erhielten, für deutsche Regionen nur eingeschränkt bestätigt werden. Während die stationären Verteilungen dort eine deutliche Tendenz zur Häufung von Regionen im Bereich weit unterdurchschnittlicher Pro-Kopf-Einkommen ausweisen, deuten die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung für Westdeutschland auf eine Konzentration im Bereich mittlerer und/oder bestenfalls leicht unterdurchschnittlicher Pro-Kopf-Einkommen hin.

(2) Weisen Agglomerationen andere Entwicklungstendenzen auf als periphere Regionen?

Um zu überprüfen, ob die Gruppe der Ballungsräume (Agglomerationen) grundlegend andere Entwicklungstendenzen erkennen läßt als die der peripheren Regionen, wurden Markov-Ketten für zwei Teilsamples – 29 Agglomerationen und 50 periphere Regionen – geschätzt.³⁰ Dabei wurde die Definition des relativen Pro-Kopf-Einkommens unverändert beibehalten; lediglich die Klassen wurden anhand der Momente der Verteilungen der Teilsamples statt des Gesamtsamples definiert (Tabelle 7). Wenig überraschend ist, daß die Pro-Kopf-Einkommen der Agglomerationen im Mittel deutlich höher sind als die der peripheren

Tabelle 7 — Deskriptive Statistiken für die relativen Pro-Kopf-Einkommen^a in 29 Agglomerationen und 50 peripheren Regionen in Westdeutschland 1976, 1984 und 1992

Variable	Anzahl Beobacht.	Mittelwert (μ)	Standard-abw. (σ)	Minimum	Maximum
Agglomerationen ^b					
rPKE1976	29	1,042	0,143	0,852	1,292
rPKE1984	29	1,047	0,165	0,824	1,381
rPKE1992	29	1,059	0,197	0,849	1,572
periphere Regionen ^b					
rPKE1976	50	0,835	0,110	0,676	1,108
rPKE1984	50	0,833	0,120	0,667	1,211
rPKE1992	50	0,832	0,122	0,640	1,300

^aRegionales Pro-Kopf-Einkommen relativ zum Durchschnitt des jeweiligen Samples. — ^bZur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang 1.

Quelle: Eigene Berechnungen.

³⁰ Zur Abgrenzung der Teilsamples vgl. Anhang 1.

Regionen.³¹ Dagegen fällt auf, daß die Standardabweichung im Sample der Agglomerationen im Zeitablauf deutlich angestiegen ist, während die im Sample der peripheren Regionen in etwa konstant geblieben ist, obwohl sich auch hier die Spanne zwischen dem niedrigsten und dem höchsten relativen Pro-Kopf-Einkommen deutlich erweitert hat.

Die Ergebnisse verschiedener Schätzungen³² deuten darauf hin, daß es sowohl unter den Agglomerationen als auch unter den peripheren Regionen eine deutliche, aber unvollständige Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen gibt (Tabelle 8; Schaubild 2, untere Graphik). Die Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen ist zum einen daran erkennbar, daß in nahezu allen Klassen beider Teilsamples die Übergangswahrscheinlichkeiten eines Klassenwechsels in Richtung auf den Mittelwert des Teilsamples höher ist als die Übergangswahrscheinlichkeit in Richtung auf sehr hohe oder sehr niedrige Einkommen (Tabelle 8). Zum anderen ist die Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen daran erkennbar, daß in den stationären Verteilungen der Anteil der Regionen, die sich in der Nähe der Mittelwerte der Teilsamples konzentrieren, höher ist als in den Anfangsverteilungen (Tabelle 8, Schaubild 2, untere Graphik).

Allerdings scheinen die beiden Gruppen von Regionen gegen unterschiedliche Einkommensniveaus zu konvergieren: In der stationären Verteilung konzentriert sich ein Großteil der Agglomerationen in Klassen mit

³¹ Dies ist zum Teil darauf zurückzuführen, daß die Pro-Kopf-Einkommen in Ballungsräumen aufgrund von Einpendlerüberschüssen nach wie vor leicht über- und die in peripheren Regionen aufgrund von Auspendlerüberschüssen leicht unterschätzt werden. Die Zusammenfassung der Landkreise zu Regionen verringert das Ausmaß der interregionalen (Netto-)Pendlerströme zwar sehr stark. Ein vollständiger Ausgleich kann jedoch nicht erreicht werden. Schätzungen auf der Grundlage relativer Pro-Kopf-Einkommen, die um Pendlerströme korrigiert sind, führen gleichwohl zu kaum veränderten Ergebnissen. Daher wird hier darauf verzichtet, die Ergebnisse der Schätzungen mit korrigierten Pro-Kopf-Einkommen zu dokumentieren. Zu einem anderen Teil sind die höheren Pro-Kopf-Einkommen in Agglomerationen durch höhere Preisniveaus erklärbar.

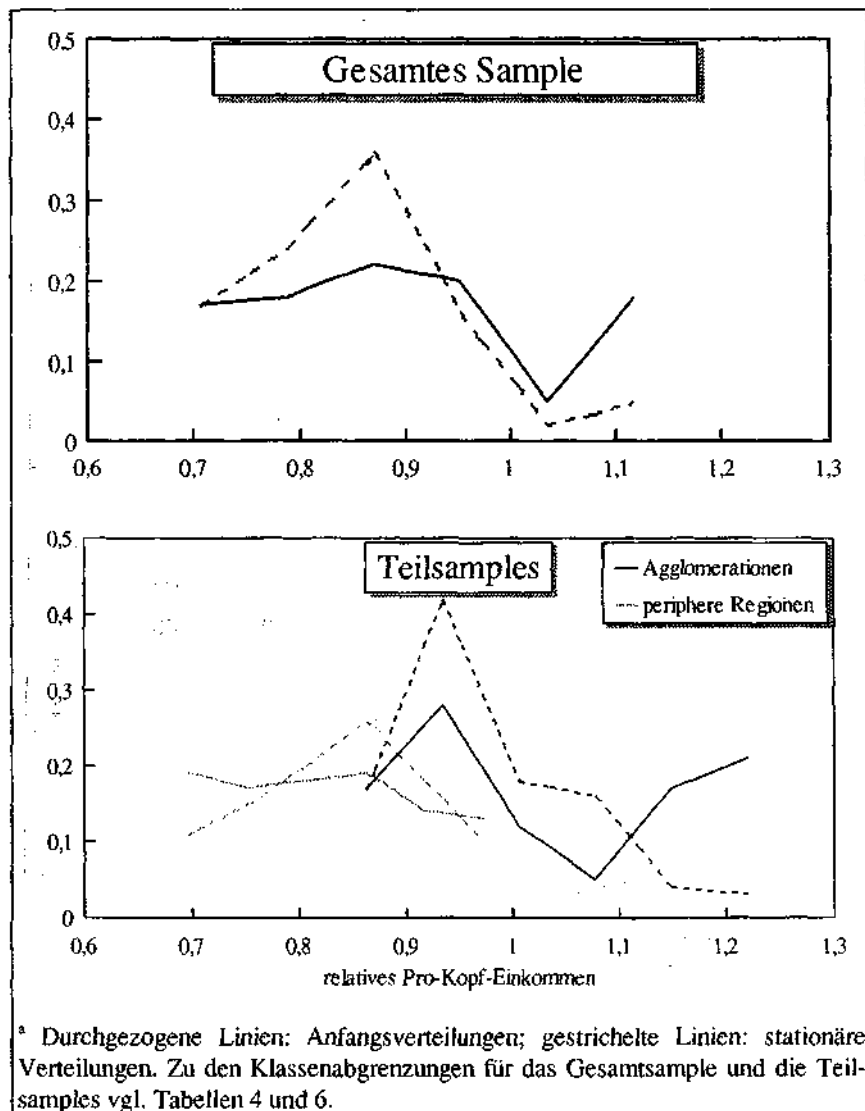
³² Die Schätzungen erweisen sich wiederum als recht robust gegenüber einer Variation der Klassenabgrenzungen.

Tabelle 8 — Geschätzte Markov-Ketten für regionale Pro-Kopf-Einkommen in Agglomerationen und in peripheren Regionen^a, sechs Klassen 1976–1992 (gepoolt)

Klasse	Anz. Beob.	1	2	3	4	5	6
		Obergrenzen ^b					
		$\leq \mu - \sigma$	$\leq \mu - 0,5\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,5\sigma$	$\leq \mu + \sigma$	$> \mu + \sigma$
29 Agglomerationen							
1	10	0,70	0,30
2	16	0,13	0,56	0,19	0,06	0,06	.
3	7	.	0,71	0,29	.	.	.
4	3	.	.	0,33	0,67	.	.
5	10	.	.	.	0,60	0,30	0,10
6	12	0,17	0,83
Anfangsverteilung		0,17	0,28	0,12	0,05	0,17	0,21
stationäre Verteilung		0,17	0,42	0,18	0,16	0,04	0,03
50 periphere Regionen							
1	19	0,63	0,37
2	17	0,18	0,35	0,29	0,12	0,06	.
3	18	.	0,22	0,44	0,28	0,06	.
4	19	.	0,05	0,21	0,47	0,16	0,05
5	14	.	.	0,07	0,22	0,57	0,14
6	13	.	.	.	0,23	0,15	0,62
Anfangsverteilung		0,19	0,17	0,18	0,19	0,14	0,13
stationäre Verteilung		0,11	0,15	0,20	0,26	0,18	0,10
^a Zur Abgrenzung der Regionen vgl. Anhang 1. — ^b μ : Mittelwert; σ : Standardabweichung.							

Quelle: Eigene Schätzungen.

Schaubild 2 — Geschätzte Markov-Ketten für regionale Pro-Kopf-Einkommen in 79 Regionen, 29 Agglomerationen sowie 50 peripheren Regionen, sechs Klassen 1976–1992 (gepoolt) — Anfangs- und stationäre Verteilungen^a



Quelle: Eigene Schätzungen.

einem Pro-Kopf-Einkommen, das leicht über dem Bundesdurchschnitt ($\mu=0,91$), liegt, während sich ein Großteil der peripheren Regionen in Klassen mit leicht unterdurchschnittlichem Pro-Kopf-Einkommen konzentriert. Dieser Unterschied ist, wie durch einen Vergleich der beiden Graphiken in Schaubild 2 deutlich wird, anhand von Markov-Ketten für das Gesamtsample nicht identifizierbar, weil periphere Regionen die Agglomerationen quantitativ dominieren.³³

(3) Gibt es einen geschlossenen „Club der Reichen“?

Offen ist nach wie vor die Frage, ob auch anhand der Datenbasis der vorliegenden Arbeit Hinweise auf den – von Magrini identifizierten – geschlossenen Club von Regionen mit sehr hohem Pro-Kopf-Einkommen zu finden sind, der sich deutlich von der Masse der übrigen Regionen absetzt. Immerhin waren fünf der sechs von Magrini identifizierten Clubmitglieder deutsche Agglomerationen: Düsseldorf, Frankfurt, Hamburg, München und Stuttgart. Auch die im Rahmen der Diskussion der Konvergenzregressionen im vorangegangenen Kapitel vorgenommenen Schätzungen deuten darauf hin, daß einigen Agglomerationen – insbesondere Rhein-Main und München – eine Sonderrolle zukommt.

Um einen möglichen geschlossenen „Club der Reichen“ zu identifizieren, wurden die Obergrenzen der Klassen im Bereich hoher Einkommen schrittweise erhöht mit dem Ziel, 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. Die Ergebnisse zeigen (Tabelle 9), daß eine solche Markov-Kette tatsächlich darstellbar ist, wenn die Untergrenze der obersten Klasse größer als 1,3 ist. Allerdings enthält die

³³ Schätzungen von Markov-Ketten auf der Grundlage von um Pendlerströme korrigierten relativen Pro-Kopf-Einkommen führen zu dem gleichen Ergebnis.

Tabelle 9 — Geschätzte reduzierbare Markov-Kette für regionale Pro-Kopf-Einkommen, acht Klassen 1976–1992 (gepoolt)^a

Klasse	Anz. Beob.	1	2	3	4	5	6	7	8
		Obergrenzen ^b							
		$\leq \mu - 1,4\sigma$	$\leq \mu - 0,7\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,7\sigma$	$\leq \mu + 1,4\sigma$	$\leq \mu + 2,1\sigma$	$\leq \mu + 2,8\sigma$	$> \mu + 2,8\sigma$
1	4	0,25	0,75
2	39	0,05	0,67	0,28
3	49	.	0,16	0,74	0,10
4	33	.	.	0,30	0,64	0,03	0,03	.	.
5	16	.	.	.	0,38	0,50	0,12	.	.
6	15	.	.	.	0,06	0,27	0,47	0,20	.
7	3	0,67	0,33	.
8	2	1,00
Anfangsverteilung		0,03	0,23	0,31	0,21	0,10	0,09	0,02	0,01
stationäre Verteilung		0,02	0,28	0,48	0,16	0,02	0,02	0,01	0,01

^a79 Regionen, gepoolt über die Jahre 1976 und 1984 bzw. 1984 und 1992. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf der Grundlage von 158 Beobachtungen für einen Zeitraum von acht Jahren geschätzt. — ^b μ : Mittelwert; σ : Standardabweichung.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Klasse der höchsten Pro-Kopf-Einkommen (Klasse 8 in Tabelle 9) nur zwei Beobachtungen: die relativen Pro-Kopf-Einkommen des Ballungsraums Rhein-Main sowie der Region München, jeweils in der zweiten Teilperiode 1984–1992. Alle Versuche, diese Gruppe um weitere Beobachtungen bzw. Regionen zu erweitern, sind fehlgeschlagen. In der Tat verzeichnen die Ballungsräume Rhein-Main und München, die bereits 1976 zu den vier reichsten Regionen in Deutschland zählten (Tabelle 10), im Untersuchungszeitraum ein weit überdurchschnittliches Wachstum des Pro-Kopf-Einkommen. Dagegen sind Hamburg

Tabelle 10 — Entwicklung der relativen Pro-Kopf-Einkommen^a in Regionen mit den höchsten Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland im Jahr 1976

Region	rPKE1976	rPKE1984	rPKE1992	Rang 1976 ^a	Rang 1992 ^a
Hamburg	1,29	1,27	1,24	1	7
Rhein-Main	1,27	1,38	1,51	2	2
Düsseldorf	1,26	1,17	1,14	3	10
München	1,23	1,38	1,57	4	1
Stuttgart	1,21	1,26	1,27	5	5

^aPro-Kopf-Einkommen relativ zum Bundesdurchschnitt. — ^bRang = 1: höchstes (relatives) Pro-Kopf-Einkommen von insgesamt 79 Regionen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

und insbesondere Düsseldorf in diesem Zeitraum zurückgefallen: Hamburg rangiert in der Rangskala der reichsten Regionen mittlerweile „nur“ noch auf Platz 7 (nach Platz 1 im Jahr 1976); Düsseldorf ist vom 3. auf den 10. Rang abgefallen.

Trotz einer allgemeinen Tendenz zur Angleichung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in der überwiegenden Zahl der Regionen gibt es also offenbar einige wenige Agglomerationen, deren bereits sehr hohes Pro-Kopf-Einkommen unvermindert stark expandiert. Andere Regionen, die vormals an der Spitze der Einkommenskala standen, scheinen hingegen auf längere Sicht zurückzufallen. Ein eindeutiger Hinweis auf eine langfristige Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen ist aus diesen Entwicklungen mithin kaum abzuleiten.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß Schätzungen von Markov-Ketten auf eine deutliche Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland hindeuten. Dieses Ergebnis erweist sich überraschenderweise als außerordentlich robust gegenüber einer Variation der Zahl und der Größe der Einkommensklassen. Dabei scheinen Agglomerationen gegen ein etwas höheres Niveau des Pro-Kopf-Einkommen zu konvergieren als periphere Regionen. Trotz

der zunehmenden Häufung von Regionen im Bereich mittlerer Einkommen scheint die Konvergenz allerdings unvollständig zu sein: es wird den Schätzungen zufolge immer eine Zahl von Regionen mit sehr niedrigem und sehr hohem Pro-Kopf-Einkommen geben. Die Zusammensetzung der Gruppen von Regionen an den Rändern der Einkommensverteilung kann dabei durchaus variieren. Insbesondere gibt es keine Anhaltspunkte für eine Art „Armutsfalle“ für Regionen mit sehr niedrigen Pro-Kopf-Einkommen. Auch ein geschlossener „Club der Reichen“ ist zwar möglich, aber unwahrscheinlich.

5. Zusammenfassung

In der jüngeren empirischen Konvergenz/Divergenz-Forschung finden vor allem zwei Methoden Anwendung, um die Frage zu klären, ob die regionalen Pro-Kopf-Einkommen konvergieren oder divergieren: die Schätzung von Konvergenzregressionen und von diskreten Markov-Ketten.

Die vorliegende Arbeit zeigt anhand von Pro-Kopf-Einkommen in 79 westdeutschen Regionen im Zeitraum 1976-1992, daß *Konvergenzregressionen* nicht geeignet sind, diese Frage zu beantworten, weil ihre Ergebnisse durch die sogenannte „regression towards the mean“ verzerrt sind. Modellrechnungen, die stochastische Einflüsse auf die erklärende Variable der Konvergenzregressionen berücksichtigen, zeigen jedoch, daß eine durch ökonomisch Einflußfaktoren bedingte Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nur dann möglich ist, wenn die beobachtbare Erhöhung der Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Untersuchungszeitraum auf exogene Schocks und nicht auf systematische, ökonomisch erklärbare Entwicklungen zurückzuführen ist. Da die Ursachen der Zunahme der Varianz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen mit Hilfe der hier angewandten Methoden nicht identifizierbar sind, bleibt ein erheblicher Interpretationsspielraum: Im ersten Fall hätten exogene Schocks die Regionen im Prozeß der Konvergenz gegen das Steady-State-Gleichgewicht

zurückgeworfen. Im zweiten Fall hätten systematische ökonomische Entwicklungen zu einer Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen geführt, wobei vor allem die Ballungsräume Rhein-Main und München, die im Untersuchungszeitraum trotz ihrer bereits hohen Pro-Kopf-Einkommen noch außerordentlich stark gewachsen sind, als klare Gewinner anzusehen wären.

Schätzungen von Übergangswahrscheinlichkeiten und stationären Verteilungen von *Markov-Ketten* zeigen demgegenüber eine überraschend deutliche Konvergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland. Die Konvergenz ist allerdings unvollständig in dem Sinne, daß es den Schätzungen zufolge immer einige sehr arme und einige sehr reiche Regionen geben wird. Für eine „Armutsfalle“ freilich, in der Regionen mit sehr niedrigem Pro-Kopf-Einkommen unwiederbringlich gefangen sind, finden sich keine Anhaltspunkte. Dagegen ist ein „Club“ sehr reicher Regionen, die sich bei anhaltend starkem Wachstum ihrer Pro-Kopf-Einkommen zunehmend von den übrigen Regionen absetzen, im Untersuchungszeitraum durchaus identifizierbar. Er besteht aus den Ballungsräumen Rhein-Main und München. Fraglich ist allerdings, ob ein solcher Club auf Dauer Bestand hat. Die Beispiele Hamburg und Düsseldorf, welche noch am Anfang der Untersuchungsperiode zu den vier reichsten Regionen in Westdeutschland zählten, seither aber in der Rangskala der Pro-Kopf-Einkommen stark zurückgefallen sind, deuten darauf hin, daß es keine ökonomische Notwendigkeit dafür gibt, daß Regionen reich bleiben, wenn sie einmal reich sind.

Damit ist die einleitend gestellte Frage, ob die regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland in der Vergangenheit konvergiert oder divergiert sind, im Kern nach wie vor offen. Die Ergebnisse der Modellrechnungen, welche theoretisch, nicht aber empirisch zwischen den verschiedenen Triebkräften der regionalen Einkommensentwicklung diskriminieren können, und der – naturgemäß rein deskriptiven – Schätzungen von Markov-Ketten haben allerdings

dazu beigetragen, die Frage zu präzisieren. Es bleibt zukünftigen Forschungen vorbehalten, zu klären, welchen Einfluß exogene Schocks wie die zweite Ölpreiskrise und die deutsche Vereinigung auf die Entwicklung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen hatten, und welche raumwirtschaftlichen Folgen der technische Fortschritt in den Informations- und Kommunikationstechnologien sowie die Globalisierung der Märkte hatten. Die eingehende Analyse der Entwicklungen in den beiden Ballungsräumen Rhein-Main und München relativ zu anderen Regionen könnte in diesem Zusammenhang zu wertvollen Erkenntnissen führen. Als theoretische Grundlagen für eine solche Analyse erscheinen die Modelle der neuen Wachstumstheorie besonders geeignet, die – anders als die neoklassische Wachstumstheorie – eine Fülle von Hypothesen über die Ursachen des technischen Fortschritts und seine Auswirkungen auf räumliche Entwicklungsprozesse anbieten.

Anhang 1 – Abgrenzung westdeutscher Regionen

Nr	Art ^a	Reg.-Name	Landkreise/kreisfreie Städte
1	3	Schleswig	Flensburg, Nordfriesland, Schleswig-Flensburg
2	1	Kiel	Kiel
3	3	Mittelholstein	Rendsburg-Eckernförde, Plön, Neumünster
4	3	Dithmarschen	Dithmarschen, Steinburg
5	1	Lübeck	Lübeck
	2	Lübeck-Umland	Ostholstein
6	1	Hamburg	Hamburg
	2	Hamburg-Umland	Pinneberg, Segeberg, Stormarn, Hzgt. Lauenburg, Stade, Harburg
7	3	Lüneburg	Lüneburg, Uelzen, Lüchow-Dannenberg
8	3	Unterweser	Cuxhaven, Bremerhaven
9	1	Bremen	Bremen
	2	Bremen-Umland	Osterholz, Rotenburg, Verden, Diepholz, Delmenhorst, Oldenburg (LK)
10	3	Oldenburg	Oldenburg (KS), Cloppenburg, Wesermarsch
11	3	Wilhelmshaven	Wilhelmshaven, Friesland, Wittmund, Ammerland
12	3	Ostfriesland	Aurich, Emden, Leer
13	3	Emsland	Emsland, Grafschaft Bentheim
14	1	Osnabrück	Osnabrück (KS)
	2	Osnabrück-Umland	Vechta, Osnabrück (LK)
15	3	Lüneburger Heide	Sołtau-Fallingbostel, Celle
16	1	Hannover	Hannover (KS)
	2	Hannover-Umland	Hannover (LK)
17	3	Nienburg	Nienburg, Schaumburg
18	3	Hildesheim	Hildesheim, Goslar, Hameln-Pyrmont, Holzminden
19	1	Braunschweig	Braunschweig
	2	Braunschweig-Umland	Peine, Wolfenbüttel, Salzgitter

Nr	Art	Reg.-Name	Landkreise/kreisfreie Städte
20	3	Wolfsburg	Wolfsburg, Helmstedt, Gifhorn
2	3	Göttingen	Göttingen, Osterode, Northeim
22	1	Münster	Münster
	2	Münster-Umland	Steinfurt, Borken, Coesfeld, Warendorf
23	1	Bielefeld	Bielefeld
	2	Bielefeld-Umland	Minden-Lübbecke, Herford, Lippe, Gütersloh
24	3	Paderborn	Paderborn, Höxter
25	1	Ruhr	Duisburg, Essen, Oberhausen, Gelsenkirchen, Bochum, Dortmund
	2	Ruhr-Umland	Bottrop, Herne, Mühlheim, Wesel, Recklinghausen, Hamm, Unna, Kleve
26	1	Düsseldorf	Düsseldorf, Mönchengladbach, Krefeld
	2	Düsseldorf-Umland	Neuss, Mettmann, Viersen
27	1	Wuppertal-Hagen	Wuppertal, Remscheid, Hagen
	2	Wuppertal-Hagen-Umland	Solingen, Ennepe-Ruhr-Kreis, Märkischer Kreis, Oberbergischer Kreis
28	3	Sauerland	Soest, Hochsauerlandkreis
29	3	Siegen	Olpe, Siegen-Wittgenstein
30	1	Köln-Bonn	Köln, Bonn, Leverkusen
	2	Köln-Bonn-Umland	Rhein-Berg.-Kreis, Rhein-Sieg-Kreis, Erftkreis
31	3	Heinsberg-Euskirchen	Heinsberg, Düren, Euskirchen
32	1	Aachen	Aachen (KS)
	2	Aachen-Umland	Aachen (LK)
33	1	Kassel	Kassel (KS)
	2	Kassel-Umland	Kassel (LK)
34	3	Nordhessen	Waldeck-Frankenberg, Schwalm-Eder-Kreis, Werra-Meißner-Kreis, Hersfeld-Rotenburg
35	3	Gießen	Gießen, Marburg-Biedenkopf, Lahn-Dill-Kreis, Limburg-Weilburg
36	3	Fulda	Vogelsbergkreis, Fulda

Nr	Art	Reg.-Name	Landkreise/kreisfreie Städte
37	1	Rhein-Main	Frankfurt, Darmstadt, Offenbach (KS), Wiesbaden, Mainz
	2	Rhein-Main-Umland	Wetteraukreis, Main-Taunus-Kreis, Offenbach, Darmstadt-Dieburg, Groß-Gerau, Hochtaunuskreis, Main-Kinzig-Kreis, Rheingau-Taunus-Kreis
38	3	Westerwald	Altenkirchen, Westerwaldkreis, Neuwied, Rhein-Lahn-Kreis
39	1	Koblenz	Koblenz
	2	Koblenz-Umland	Mayen-Koblenz
40	3	Eifel	Ahrweiler, Bitburg-Prüm, Daun, Berncastel-Wittlich, Cochem-Zell, Rhein-Hunsrück-Kreis
41	3	Trier	Trier, Trier-Saarburg,
42	3	Westpfalz	Birkenfeld, Bad Kreuznach, Mainz-Bingen, Worms, Alzey-Worms
43	1	Saarbrücken	Saarbrücken
	2	Saarbrücken-Umland	Merzig-Wadern, Neunkirchen, Saarlouis, Saarpfalz-Kreis, St. Wendel
44	3	Kaiserslautern, Pirmasens	Kusel, Donnersbergkreis, Kaiserslautern (KS), Kaiserslautern (LK), Zweibrücken, Pirmasens (KS), Pirmasens (LK)
45	3	Südpfalz	Germersheim, Landau (Pfalz), Südliche Weinstraße
46	1	Rhein-Neckar	Ludwigshafen (KS), Heidelberg, Mannheim
	2	Rhein-Neckar-Umland	Speyer, Frankenthal (KS), Ludwigshafen (LK), Rhein-Neckar-Kreis, Neustadt (Weinstr.), Bad Dürkheim, Bergstraße
47	1	Karlsruhe	Karlsruhe (KS)
	2	Karlsruhe-Umland	Karlsruhe (LK), Rastatt, Baden-Baden
48	1	Pforzheim	Pforzheim
	2	Pforzheim-Umland	Enzkreis
49	3	Nordschwarzwald	Freudenstadt, Calw
50	1	Heilbronn	Heilbronn (KS)
	2	Heilbronn-Umland	Heilbronn (LK)

Nr	Art	Reg.-Name	Landkreise/kreisfreie Städte
51	3	Franken	Main-Tauber-Kreis, Neckar-Odenwald-Kreis, Hohenlohekreis, Schwäbisch-Hall
52	1	Stuttgart	Stuttgart
	2	Stuttgart-Umland	Böblingen, Esslingen, Göppingen, Ludwigsburg, Rems-Murr-Kreis
53	3	Neckar-Alb	Tübingen, Reutlingen, Zollernalbkreis
54	3	Ostwürttemberg	Ostalbkreis, Heidenheim
55	3	Schwarzwald-Baar-Heuberg	Rottweil, Schwarzwald-Baar, Tuttlingen
56	1	Freiburg	Freiburg/Breisgau
	2	Freiburg-Umland	Breisgau-Hochschwarzwald
57	3	Südlicher Oberrhein	Ortenaukreis, Emmendingen
58	3	Hochrhein-Bodensee	Lörrach, Waldshut
59	3	Bodensee-Oberschwaben	Konstanz, Bodenseekreis, Ravensburg, Sigmaringen
60	3	Donau-Iller (BW)	Alb-Donau-Kreis, Ulm, Biberach
61	3	Aschaffenburg	Miltenberg, Aschaffenburg (KS), Aschaffenburg (LK), Odenwaldkreis
62	1	Würzburg	Würzburg (KS)
	2	Würzburg	Würzburg (LK), Main-Spessart
63	3	Main-Rhön	Rhön-Grabfeld, Bad Kissingen, Schweinfurt (KS), (LK), Haßberge
64	3	Oberfranken-West	Coburg (KS), (LK), Lichtenfels, Bamberg (KS), (LK), Kronach, Forchheim
65	3	Oberfranken-Ost	Hof (KS), (LK), Wunsiedel, Kulmbach, Bayreuth (KS), (LK)
66	3	Oberpfalz Nord	Tirschenreuth, Neustadt/Waldnaab, Weiden, Amberg, Amberg-Sulzbach, Schwandorf, Neumarkt/Opf., Cham
67	1	Nürnberg	Nürnberg, Erlangen, Fürth (KS)
	2	Nürnberg-Umland	Erlangen-Höchstädt, Nürnberg-Land, Fürth (LK), Roth, Schwabach
68	3	Mittelfranken	Neustadt/Aisch-Bad Windsheim, Ansbach (KS), (LK), Weißenburg-Gunzenhausen, Kitzingen

Nr	Art ^a	Reg.-Name	Landkreise/kreisfreie Städte
69	1	Augsburg	Augsburg (KS)
	2	Augsburg-Umland	Augsburg (LK), Aichach-Friedberg
70	3	Dillingen	Dillingen, Donau-Ries
71	3	Ingolstadt	Eichstätt, Ingolstadt, Neuburg-Schrobenhausen, Pfaffenhofen
72	1	Regensburg	Regensburg (KS)
	2	Regensburg-Umland	Regensburg (LK), Kelheim
73	3	Donau-Wald	Straubing, Straubing-Bogen, Regen, Deggendorf, Freyung-Grafenau, Passau (KS), (LK),
74	3	Landshut	Landshut (KS), (LK), Dingolfing-Landau, Rottal-Inn
75	3	Donau-Ilser	Neu-Ulm, Günzburg, Unterallgäu, Memmingen
76	3	Allgäu	Kempten, Oberallgäu, Kaufbeuren, Ostallgäu, Lindau
77	3	Oberland	Weilheim-Schongau, Garmisch-Partenkirchen, Bad Tölz-Wolfratshausen, Miesbach
78	1	München	München (KS)
	2	München-Umland	München (LK), Fürstenfeldbruck, Dachau, Freising, Erding, Ebersberg, Starnberg, Landsberg/Lech
79	3	S-O-Oberbayern	Rosenheim (KS), (LK), Mühldorf/Inn, Altötting, Traunstein, Berchtesgadener Land

^aArt= 1: Agglomerationszentrum; 2: Agglomerationsumland; 3: periphere Region.

Anhang 2 – Schätzungen von Markov-Ketten für die Perioden 1976–1984 und 1984–1992

Im folgenden wird überprüft, ob die Untergliederung des Untersuchungszeitraums 1976–1992 in (nur) zwei Teilperioden angemessen ist. Die Auswahl der Zeiträume wäre dann angreifbar, wenn sich die Übergangsmatrizen für die beiden Teilperioden grundlegend unterscheiden würden, wenn also die Entwicklungstendenzen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in den beiden Teilperioden erheblich divergierten. In diesem Fall wäre der Vorwurf nicht zu entkräften, daß die stationären Verteilungen der Markov-Ketten, die letztlich einer Projektion der Schätzergebnisse in die Zukunft entsprechen, Zufallsprodukte sind, weil eine klare Entwicklungstendenz im Untersuchungszeitraum nicht vorliegt. Eine mögliche Ursache für erhebliche Unterschiede in den Teilperioden könnten die beiden Ölpreisschocks 1973 und 1979/80 sein, eine zweite der Fall der Mauer und die deutsche Vereinigung.³⁴

Die beiden für die Teilperioden 1976–1984 und 1984–1992 geschätzten Markov-Ketten (Tabelle A2, Schaubild A2) zeigen jedoch ein hohes Maß an Übereinstimmung, so daß die hier vorgenommene Abgrenzung und das Poolen der Teilperioden durchaus geeignet erscheint, um die Entwicklungstendenzen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Gesamtzeitraum zutreffend zu beschreiben.³⁵ Zwar sind die auf den Hauptdiagonalen der Übergangsmatrizen wiedergegebenen Verbleibwahrscheinlichkeiten in der zweiten Teilperiode zumeist etwas höher als in der ersten Periode, was auf eine im Zeitablauf abnehmende Fluktuation zwischen den Klassen hindeutet. Auch scheint die Konvergenz der

³⁴ Die Folgen der Vereinigung allerdings dürften sich bis 1992, dem Ende des Untersuchungszeitraums noch nicht voll entfaltet haben.

³⁵ Beispielhaft wird hier auf Schätzungen Bezug genommen, in denen eine Klassengröße von 0,6 σ unterstellt wurde. Die Resultate von Schätzungen mit anderen Klassenabgrenzungen führen zu ähnlichen Ergebnissen.

regionalen Pro-Kopf-Einkommen, die sich bei einem Vergleich der jeweiligen Anfangs- und stationären Verteilungen andeutet, in der ersten Teilperioden etwas schwächer gewesen zu sein als in der zweiten. Gleichwohl sind die aus beiden Markov-Ketten zu ziehenden Schlußfolgerungen die gleichen: Die Entwicklung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen in Westdeutschland im Zeitraum 1976–1992 deutet auf eine deutliche, aber unvollständige Konvergenz hin. Anhaltspunkte für eine Divergenz der regionalen Pro-Kopf-Einkommen finden sich hingegen nicht.

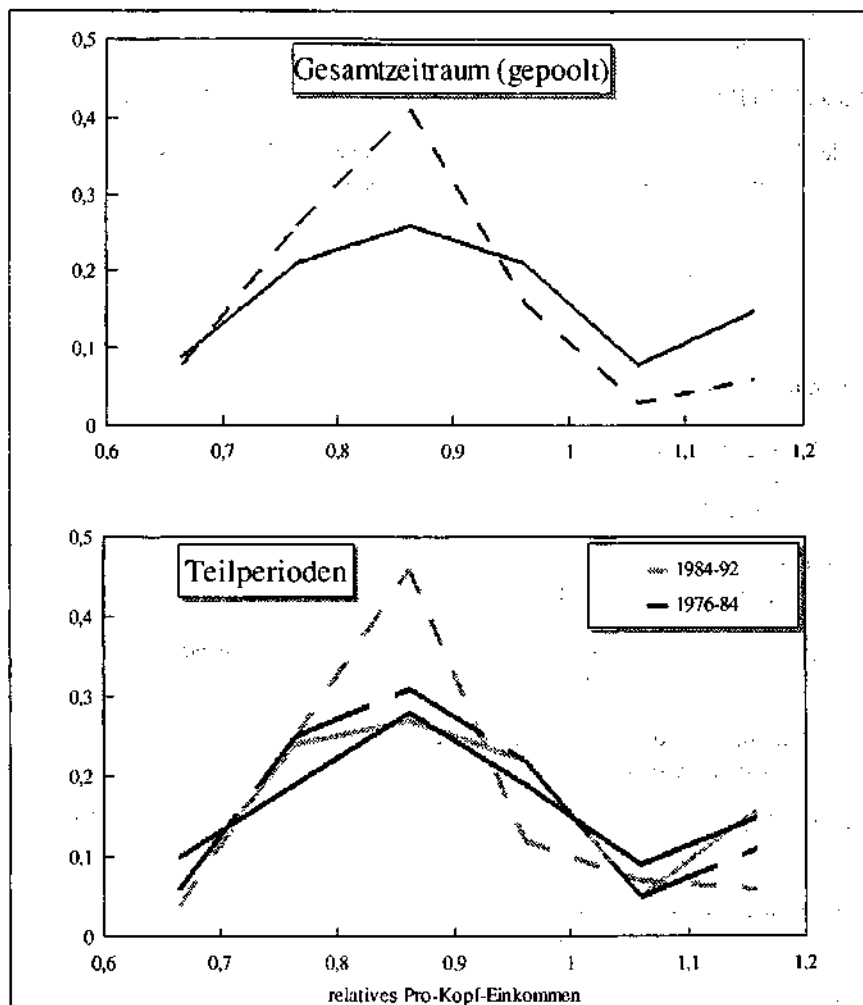
Tabelle A2 — Geschätzte Markov-Ketten für regionale Pro-Kopf-Einkommen, sechs Klassen 1976–1992

Klasse ^b	Anz. Beob.	1	2	3	4	5	6
		Obergrenzen ^a					
		$\leq \mu - 1,2\sigma$	$\leq \mu - 0,6\sigma$	$\leq \mu$	$\leq \mu + 0,6\sigma$	$\leq \mu + 1,2\sigma$	$> \mu + 1,2\sigma$
Gesamtzeitraum 1976-1992 (1976-1984 und 1984-1992 gepoolt) ^b							
1	14	0,36	0,64
2	33	0,15	0,55	0,30	.	.	.
3	42	0,02	0,17	0,69	0,12	.	.
4	33	.	.	0,30	0,61	0,06	0,03
5	12	.	.	.	0,42	0,42	0,17
6	24	.	.	.	0,04	0,13	0,83
Anfangsverteilung		0,09	0,21	0,26	0,21	0,08	0,15
stationäre Verteilung		0,08	0,26	0,41	0,16	0,03	0,06
1. Teilperiode 1976-1984 ^c							
1	8	0,25	0,75
2	15	0,13	0,53	0,27	0,07	.	.
3	22	0,05	0,23	0,59	0,14	.	.
4	15	.	.	0,27	0,60	0,13	.
5	7	.	.	.	0,43	0,14	0,43
6	12	.	.	.	0,08	0,08	0,84
Anfangsverteilung		0,10	0,19	0,28	0,19	0,09	0,15
stationäre Verteilung		0,06	0,25	0,31	0,22	0,05	0,11
2. Teilperiode 1984-1992 ^c							
1	5	0,40	0,60
2	19	0,11	0,63	0,26	.	.	.
3	21	.	0,14	0,76	0,05	.	.
4	17	.	.	0,35	0,65	.	.
5	4	.	.	.	0,25	0,75	.
6	13	.	.	.	0,08	0,31	0,61
Anfangsverteilung		0,06	0,24	0,27	0,22	0,05	0,16
stationäre Verteilung		0,04	0,25	0,46	0,12	0,07	0,06

^a μ : Mittelwert; σ : Standardabweichung. — ^b158 Beobachtungen. — ^c79 Beobachtungen.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Schaubild A2 — Geschätzte Markov-Ketten für regionale Pro-Kopf-Einkommen in 79 Regionen, gesamter Untersuchungszeitraum 1976–1992 sowie Teilperioden 1976–1984 und 1984–1992, sechs Klassen — Anfangs- und stationäre Verteilungen^a



^aDurchgezogene Linien: Anfangsverteilungen; gestrichelte Linien: stationäre Verteilungen. Zu den Klassenabgrenzungen für das Gesamtsample und die Teilsamples vgl. Tabelle A.2.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Literaturverzeichnis

- Barro, R.J., und X. Sala-i-Martin (1995). *Economic Growth*. New York.
- Basawa, I.Y., und B.L.S. Prakasa Rao (1980). *Statistical Inference for Stochastic Processes*. London.
- Blake, I.F. (1987). *An Introduction to Applied Probability*. Malabar, Fla.
- Bode, E. (1996). Ursachen regionaler Wachstumsunterschiede: Wachstumstheoretische Erklärungsansätze. Kieler Arbeitspapiere 740. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Cashin, P. (1995). Economic Growth and Convergence Across the Seven Colonies of Australasia: 1861-1991. *The Economic Record* 71 (213): 132-144.
- Cheshire, P., und G. Carbonaro (1995). Testing Models, Describing Reality or Neither? Convergence and Divergence of Regional Growth Rates in Europe During the 1980s. Paper prepared for the Conference on the Occasion of the 25th Anniversary of the Institute for Regional Research, University of Kiel, 29th and 30th September 1995.
- Di Liberto, A. (1994). Convergence Across Italian Regions. *Nota di Lavoro* 94.68. Fondazione EMI Enrico Mattei.
- Friedman, M. (1992). Do Old Fallacies Ever Die? *The Journal of Economic Literature* 30 (4): 2129-2132.
- Herz, B., und W. Röger (1995) Economic Growth and Convergence in Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv* 135 (1): 132-143.
- Krieger-Boden, C. (1995). *Die räumliche Dimension in der Wirtschaftstheorie: Ältere und neuere Erklärungsansätze*. Kiel.
- Levine, R., und D. Renelt (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions. *The 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 (1994), *Economic Growth and the Structure of Long-term Development*. Basingstoke.
- Lichtenberg, F.R. (1994). Testing the Convergence Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics* 76 (3): 576-579.

- Lindley, D.V. (1987). Regression and Correlation Analysis. In J. Eatwell, M. Milgate und P. Newman (Eds.), *The New Palgrave* Bd. 4. London.
- Maddala, G.S. (1992). *Introduction to Econometrics*. 2nd Edition. New York.
- Magrini, S. (1995). Economic Convergence in the European Union: A Markov Chain Approach. University of Reading, Department of Economics. Discussion Papers in Urban and Regional Economics 111, Series C.
- Maier, G., und F. Tödting (1996). *Regional und Stadtökonomik 2: Regionalentwicklung und Regionalpolitik*. Wien.
- Mankiw, N.G., D. Romer und D.N. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407–437.
- Neven, D., und C. Gouyette (1995). Regional Convergence in the European Community. *Journal of Common Market Studies* 33 (1): 47–65.
- Osaki, S. (1992). *Applied Stochastic System Modeling*. New York.
- Paqué, K.-H. (1995). Gibt es auf lange Sicht eine internationale Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen? Kieler Arbeitspapiere 700. Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- 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: 426–434.
- Richardson, H.W. (1973). *Regional Growth Theory*. London.
- (1979). *Regional Economics*. Urbana.
- Sala-i-Martin, X. (1991). *On Growth and States*. Cambridge.
- (1994). Cross-sectional Regressions and the Empirics of Economic Growth. *European Economic Review* 38 (3/4): 739–747.
- Schalk, H.J., und G. Untiedt (1996). Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* Band 215. Stuttgart.
- Seitz, H. (1995). Konvergenz: theoretische Aspekte und empirische Befunde für westdeutsche Regionen. *Konjunkturpolitik* 41 (2): 168–198.

- Stolpe, M. (1995). *Technology and the Dynamics of Specialization in Open Economies*. Kieler Studien 271. Tübingen.
- Ströhl, G. (1994). Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. *Wirtschaft und Statistik* (6): 415–434.
- 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.
- (1996). *Ein Finanzausgleich für die Europäische Union? Eine allokatorentheoretische und fiskalföderalistische Analyse*. Kieler Studien. Erscheint demnächst.
- Walker, H.M. (1929). *Studies in the History of Statistical Methods*. Baltimore.
- Wonnacott, R.J., and T. H. Wonnacott (1979). *Econometrics*. 2nd edition. New York.