

Thomas, Ingo P.

Working Paper — Digitized Version

Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union: Theoretischer Überblick, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen

Kiel Working Paper, No. 682

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Thomas, Ingo P. (1995) : Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union: Theoretischer Überblick, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen, Kiel Working Paper, No. 682, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46723>

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 Arbeitspapier Nr. 682

Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union
- Theoretischer Überblick, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen -

Ingo P. Thomas

April 1995



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

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 682

Konvergenz und Divergenz in der Europäischen Union
- Theoretischer Überblick, empirische Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen -

Ingo P. Thomas

April 1995

605319

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

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

Inhalt

Seite

1. Konvergenz und Regionalpolitik in der Europäischen Union.....	1
2. Konvergenz versus Divergenz.....	4
3. Zur β -Konvergenz in der Europäischen Union.....	8
3.1 Theoretische Fundierung der Regressionsgleichung.....	8
3.2 Schätzung der β -Konvergenz.....	11
3.3 Einige kritische Anmerkungen zum Konzept der β -Konvergenz.....	19
4. Zur Entwicklung regionaler Disparitäten in der Europäischen Union.....	23
4.1. Das Konzept der σ -Konvergenz.....	23
4.2. Eine Zeitreihen-Querschnittsanalyse.....	27
5. Wirtschaftspolitische Implikationen.....	32
Anhang A: Herleitung der Steady-State-Bedingungen.....	36
Anhang B: Herleitung der Regressionsgleichung.....	38
Tabellenanhang.....	40
Literaturverzeichnis.....	44

1. Konvergenz und Regionalpolitik in der Europäischen Union¹

Im Rahmen der Einheitlichen Europäischen Akte wurde 1986 eine grundlegende Reform der Gemeinschaft mit dem Ziel beschlossen, den Gemeinsamen Binnenmarkt zu vollenden. Dabei wurde auch die Gemeinsame Regionalpolitik einer Revision unterzogen. Leitgedanke dieser Revision war und ist es, durch strukturpolitische Interventionen allen Regionen der Gemeinschaft die Möglichkeit zu geben, an den ökonomischen Vorteilen des Gemeinsamen Binnenmarktes zu partizipieren [Waniek 1992]. Zu diesem Zweck wurde die aktive regionalpolitische Kompetenz der EU-Kommission gestärkt. Die Kommission kann nun auch nach eigenem Ermessen Fördermittel aus den Strukturfonds auf Antrag der Mitgliedsländer verteilen. Zudem wurden die Fördermittel auf rund 60 Mrd. ECU (in Preisen von 1992) für die Jahre 1989 bis 1993 deutlich aufgestockt. Nach den Edinburgher Beschlüssen sind für den Zeitraum 1994-1999 für strukturpolitische Maßnahmen über 155 Mrd. ECU vorgesehen, die im wesentlichen nach regionalen Kriterien vergeben werden.

Bereits die Präambel des Gründungsvertrages der EWG² nennt als Ziel der Mitgliedstaaten, die Volkswirtschaften zu einigen und deren harmonische Entwicklung zu fördern. Entsprechend soll der Abstand zwischen einzelnen Gebieten und der Rückstand weniger begünstigter Gebiete verringert werden. Vor dem Hintergrund dieser Zielsetzung beruht die Aufwertung der europäischen Regionalpolitik offenbar auf der Vorstellung, daß ein regional unausgewogenes Wachstum in der Europäischen Union unausweichlich ist, wenn allein die Marktkräfte die Entwicklung bestimmen. Demzufolge würden die regionalen Disparitäten im Zuge der europäischen Integration zunehmen, und die integrationsbedingten Effizienzgewinne würden ungleichmäßig auf die Mitgliedstaaten und Regionen verteilt werden. In diesem Zusammenhang ist auch im neu gefaßten Art. 130a EG-Vertrag explizit vom „Rückstand der am stärksten benachteiligten Gebiete“ die Rede. Insofern basiert die EU-Regionalpolitik auf dem impliziten Verteilungsziel, daß die Effizienzgewinne der Integration allen Regionen zu Gute kommen sollen und zwar derart, daß die rückständigen Mitgliedstaaten und Regionen gegenüber den reichen Mitgliedstaaten und Regionen aufholen.

Damit ist die reale Konvergenz in der Gemeinschaft angesprochen. Dieser Prozeß beschreibt die Annäherung der Lebensstandards zwischen Ländern und Regionen, meist gemessen am Bruttoinlandprodukt pro Kopf oder an der Arbeitslosenquote. Dagegen bezieht sich die

¹ Für kritische Hinweise danke ich Holger Brauer, Axel Schimmelpfennig und Michael Stolpe.

² Zum 1. November 1993 haben sich die Europäischen Gemeinschaften mit dem Inkrafttreten der Maastrichter Verträge zur Europäischen Union fortentwickelt. Soweit auf Regelungen der Vergangenheit Bezug genommen wird, wird in dieser Arbeit die zum jeweiligen Zeitpunkt geltende Bezeichnung benutzt.

nominale Konvergenz auf die Einhaltung der Preisstabilität und auf Wiederherstellung und Aufrechterhaltung der großen Gleichgewichte in den Bereichen der öffentlichen Finanzen und der Außenwirtschaft [Kommission 1987, S. 52]. Nominale und reale Konvergenz sind von elementarer Bedeutung für die Kohäsion der Gemeinschaft, also ihres wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalts. Nach Diekmann und Breier [1993] kann Kohäsion als die statische, Konvergenz als die dynamische Komponente des gemeinsamen Ziels, die harmonische Entwicklung der Gemeinschaft zu fördern, verstanden werden.³

Die europäische Regionalpolitik zielt im Kern auf die dauerhafte Stärkung der Wirtschaftskraft ausgewählter, besonders bedürftiger Regionen ab. Aus den Strukturfonds werden vor allem produktive Investitionen, Infrastrukturen sowie Aus- und Weiterbildungsmaßnahmen finanziert. Grundsätzlich werden die Problemregionen in allen Mitgliedsländern gefördert. Der Einsatz der Mittel ist jedoch räumlich stark konzentriert, so daß der Großteil der Fördermittel an die ärmsten Mitgliedsländer fließt.⁴ Die Förderschwerpunkte des Kohäsionsfonds sind Umweltschutzprojekte und Infrastrukturmaßnahmen im Verkehrs- und Kommunikationsbereich in jenen Mitgliedstaaten, deren Bruttoinlandprodukt pro Kopf weniger als 90 vH des EU-Durchschnitts beträgt (Griechenland, Irland, Portugal, Spanien). Die mit diesen Fonds verbundene Umverteilung zugunsten der ärmeren Mitgliedstaaten kann als ein impliziter europäischer Finanzausgleich angesehen werden [Thomas 1994].

Für das Argument, daß ohne interregionale Transfers das Ziel der realen Konvergenz und letztlich des wirtschaftlichen und sozialen Zusammenhalts nicht realisiert wird, fehlt bislang sowohl eine allokationstheoretische als auch eine empirische Fundierung. Denn es ist nicht hinreichend geklärt, ob die Marktprozesse und die dadurch induzierten Wachstumskräfte im europäischen Binnenmarkt eine Angleichung der Pro-Kopf-Einkommen bewirken. Kommt es zu einem Konvergenzprozeß, relativiert sich die Begründung für einen kohäsionspolitisch motivierten Finanzausgleich in der Europäischen Union. Das dem Kohäsionsverständnis zugrundeliegende Verteilungsziel muß dann nicht im Wege von - möglicherweise

³ Die von der Kommission vertretene Auffassung, daß die Politik zur Erfüllung der nominalen Konvergenzkriterien negative Auswirkungen auf den Zusammenhalt haben könnte, beruht auf dem Versuch, Konvergenz- und Kohäsionsziele auseinanderzuhalten. Die Schwachstelle dieser Argumentation liegt vor allem darin, daß der Konvergenzprozeß als Bürde für die wirtschaftsschwachen Mitgliedstaaten angesehen wird. Der dabei unterstellte kurzfristige Zeithorizont unterschlägt aber die teilweise erst langfristig zum Tragen kommenden Vorteile einer erfolgreichen Konvergenzpolitik [vgl. Diekmann, Breier 1993].

⁴ Nach der Regioneneinteilung der Europäischen Union werden die Mittel vor allem für die sogenannten Ziel I Regionen verwendet, die dadurch charakterisiert sind, daß sie ein Bruttoinlandprodukt pro Kopf von unter 75 vH des Gemeinschaftsdurchschnitts aufweisen [Kommission 1993].

effizienzmindernden - Transfers realisiert werden. Allenfalls könnte dann das Problem bestehen, daß der Konvergenzprozeß zu langsam verläuft, oder vereinzelt Regionen gemessen an ihrem Pro-Kopf-Einkommen gegenüber dem EU-Durchschnitt zurückfallen, ohne daß dadurch die allgemeine Tendenz zum Abbau regionaler Disparitäten durchbrochen wird. Die vorliegende Arbeit soll zur Klärung dieser Frage beitragen.⁵

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden die wichtigsten theoretischen Ansätze diskutiert, die realen Konvergenz- und Divergenzprozesse zu erklären. Diese Diskussion zielt darauf ab, die Spezifizierung einer Regressionsgleichung zum Testen der Konvergenzthese auf Grundlage eines traditionellen Wachstumsmodells unter Berücksichtigung eines erweiterten Kapitalbegriffs zu motivieren. Im dritten Kapitel erfolgt die theoretische Fundierung der Regressionsgleichung, wie sie von Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992] verwendet wird. Die geschätzten Parameter erlauben eine Aussage über die Eigenschaften der zugrundeliegenden Produktionstechnologie. Darauf aufbauend wird die Konvergenzthese für die Mitgliedstaaten und die Regionen der Europäischen Union getestet. Konvergenztests á la Barro und Sala-i-Martin sind allerdings umstritten. Im Mittelpunkt steht die Kritik, daß dieser Ansatz nur die durchschnittliche Veränderung im betrachteten Zeitintervall erfaßt, es werden nicht die Veränderungen der regionalen Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf und somit nicht alle vorhandenen Informationen berücksichtigt. Im vierten Kapitel werden daher die Konvergenzeigenschaften in der Europäischen Union auf Grundlage einer erweiterten Datenbasis untersucht, indem zusätzlich die Veränderung der regionalen Jahresdaten für den Zeitraum 1980-1991 ausgewertet wird. Dabei wird auch analysiert, wie sich der durch das Binnenmarktprogramm und die Erweiterung der Europäischen Union induzierte „Liberalisierungsschock“ in der zweiten Hälfte der 80er Jahre auf die Entwicklung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen ausgewirkt hat. Abschließend werden die Ergebnisse

⁵ Die Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt sind insgesamt gesehen ambivalent: Werden über den Finanzausgleich auf räumlichen Skalenerträgen basierende Effizienzgewinne gemindert, Ressourcen von den Regionen mit effizienterer Technologie oder wachstumsfördernden politökonomischen Rahmenbedingungen in ineffizientere Regionen transferiert, so sinkt die gesamtwirtschaftliche (räumliche) Effizienz. Das wirkt sich negativ auf die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt aus. Werden über den Finanzausgleich Externalitäten internalisiert oder mögliche negative externe Effekte in den Agglomerationszentren gemindert oder verhindert (z.B. Umweltschäden), die räumliche Effizienz sogar gesteigert [vgl. Homburg 1994] oder unerwünschte Verteilungseffekte beseitigt (und möglicherweise erst dadurch die Integration ermöglicht), so hat das einen positiven Einfluß auf die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt.

zusammengefaßt und im Hinblick auf das dem impliziten Finanzausgleich in der Europäischen Union zugrundeliegende Verteilungsziel interpretiert. In diesem Zusammenhang wird auch auf die Möglichkeit eines Zielkonflikts zwischen dem Verteilungsziel und dem mit der Liberalisierung verbundenen Effizienzziel eingegangen.

2. Konvergenz versus Divergenz

Die Frage, ob zwischen Ländern und Regionen eine Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen zu beobachten ist, wird in der Literatur umfassend diskutiert. Nach dem neoklassischen Paradigma kommt es bei unterschiedlicher regionaler Ausstattung mit akkumulierbaren Faktoren wie physisches Kapital, Infrastruktur und - vor allem in neueren Ansätzen - auch Humankapital aufgrund der Annahme abnehmender Grenzerträge unter sonst gleichen Bedingungen zu einem absoluten Konvergenzprozeß: Betrachtet man zwei Volkswirtschaften, die sich lediglich in der Ausstattung mit einem akkumulierbaren Faktor, beispielsweise Kapital, unterscheiden, dann sorgt der relativ hohe Grenzertrag des Kapitals in der kapitalarmen Volkswirtschaft für eine höhere Akkumulationsrate, so daß sie gemessen an ihrem Pro-Kopf-Einkommen schneller wächst und letztlich gegen das gleiche Wachstumsgleichgewicht (Steady State) konvergiert wie die anfänglich kapitalreiche Volkswirtschaft.

Ungehinderte Faktormobilität verstärkt diesen Konvergenzprozeß, indem die mobilen Faktoren in die Volkswirtschaft mit der höchsten Grenzproduktivität wandern. Denn bei vollständiger Konkurrenz richtet sich die nominale Entlohnung des mobilen Faktors nach dem Wertgrenzprodukt, das in der rückständigen Volkswirtschaft höher ist. Selbst bei fehlender Faktormobilität führt der freie Güterhandel zu einem Abbau der Disparitäten. Nach dem Faktorpreisausgleichstheorem bewirkt Güterhandel nicht nur eine Angleichung der Güterpreise sondern auch der Faktorpreise.

Darüber hinaus unterstützt die Öffnung eines Landes die Diffusion technischen Wissens. So kann es selbst dann zu einem Konvergenzprozeß kommen, wenn die Regionen mit unterschiedlichen Technologien ausgestattet sind. Angenommen, die reiche Region hat eine höhere (totale) Faktorproduktivität als die rückständige Region, weil sie über einen modernen Kapitalstock mit neuester Technologie verfügt. Wenn dann die rückständige Region quasi als „Follower“ ihren obsolet gewordenen Kapitalstock ersetzt, ist das Potential, einen technischen Sprung zu machen, größer als beim entwickelten „Leader“, der sich sozusagen an der Grenze des technischen Wissens befindet. Technologisch rückständige Regionen holen gegenüber dem technologischen „Leader“ um so schneller auf, je größer der Rückstand zu Beginn des Aufholprozesses ist. Dieser „catching up“-Prozeß wird von bestimmten Faktoren begrenzt wie

das Ausmaß der Technologiediffusion und den sozialen Fähigkeiten und Nachfragebedingungen in den aufholenden Regionen [Abramovitz 1986, Dowrick, Gemmill 1991]⁶.

Vor dem Hintergrund dieser Erklärungsansätze haben eine Reihe von Autoren versucht, die Konvergenzthese empirisch zu überprüfen [vgl. z.B. Baumol 1986, Abramovitz 1986, Romer 1987, De Long 1988, Dowrick, NGuyen 1989, Barro 1990, Sala-i-Martin 1991, Barro, Sala-i-Martin 1991, 1992, Levine, Renelt 1992, Mankiw, Romer, Weil 1992]

Die meisten Arbeiten auf der Basis von Querschnittsdaten gehen dabei von folgender Schätzgleichung aus

$$x_{it} = a + by_{i0} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

wobei x_{it} die durchschnittliche Wachstumsrate, y_{i0} das Anfangseinkommen zum Zeitpunkt 0, und ε_{it} eine Störgröße bezeichnet, die als standardnormalverteilt angenommen wird. Ein negativer Koeffizient b bedeutet, daß eine Region i mit geringerem Pro-Kopf-Einkommen zum Zeitpunkt 0 eine höhere durchschnittliche Wachstumsrate zu verzeichnen hat als eine Region j , die über ein höheres Anfangseinkommen verfügt.

Auf der Basis eines derart vereinfachten Kausalzusammenhangs, demzufolge relative Armut quasi automatisch Konvergenz generiert, konnte jedoch für eine Reihe von Ländersamples kein allgemeingültiger Trend zur Angleichung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nachgewiesen werden. Zum einen konnten im Rahmen langfristiger Analysen auch starke Divergenzprozesse beobachtet werden. Allenfalls für bestimmte Ländergruppen ist eine Konvergenz festzustellen [vgl. Baumol 1986]. Dabei ist jedoch der Nachweis der Konvergenz insbesondere für die Gruppe der OECD-Länder mit einem Selektionsbias behaftet, da ex post nur jene Länder berücksichtigt werden, die eine erfolgreiche Industrialisierung realisiert haben [De Long 1988]. Zum anderen kann das traditionelle Modell keine Erklärung für den teilweise stürmischen Aufholprozeß einiger ost- und südostasiatischer Länder liefern. Vor dem Hintergrund dieser Beobachtungen ist das traditionelle Wachstumsmodell relativ leicht zu falsifizieren, zumal es der Sachkapitalakkumulation die entscheidende Rolle für Aufholprozesse beimißt. Denn für die beobachtbaren Investitionsquoten und für die üblicherweise angenommene Produktionselastizität des Faktors Kapital in der Größenordnung von einem Drittel sind bei

⁶ Beim catching-up Prozeß wird die Konvergenz also durch unterschiedliche totale Faktorproduktivitäten erklärt, wohingegen bei gleicher Technologieausstattung die Konvergenz auf unterschiedlichen Faktorintensitäten beruht (capital deepening).

den internationalen Unterschieden in der Kapitalausstattung weder langsame oder ausbleibende Konvergenz noch schnelle Auf- und Überholprozesse zu erklären [vgl. Gundlach 1993a].

Offenbar müssen andere Faktoren berücksichtigt werden, um die beobachtbaren Wachstumsprozesse in der Weltwirtschaft erklären zu können.

Eine Reihe neuerer Erklärungsansätze stellt insbesondere die Annahmen des neoklassischen Modells in Frage. Dazu zählen der freie Wettbewerb mit der Möglichkeit des Markteintritts und -austritts, hohe Preisflexibilität und Faktormobilität, ähnliche Produktions- und Nachfragebedingungen sowie abnehmende Grenzerträge in den akkumulierbaren Faktoren. Sind einige dieser Bedingungen nicht gegeben, können regionale Disparitäten persistent sein oder sich im Zeitablauf verstärken: Agglomerationsvorteile in Form unternehmensinterner Skalenvorteile oder standortspezifischer Produktionsvorteile können dazu führen, daß sich im Zuge einer Handels- und Faktorliberalisierung Wachstumszentren herausbilden [Krugman 1991]. Zudem haben nach der traditionellen Wachstumstheorie zusätzliche Investitionen nur einen schwachen und vorübergehenden Einfluß auf das Wirtschaftswachstum. Das langfristige Wachstum wird allein durch den als gegeben betrachteten technischen Fortschritt erklärt. Woher dieser aber kommt wird nicht gesagt [Gundlach 1993a].

Sowohl das Fehlen eines allgemeingültigen Konvergenzprozesses in der Weltwirtschaft als auch die fehlende Erklärung des technischen Fortschritts haben theoretischen Ansätzen Vorschub geleistet, die unter dem Sammelbegriff „Neue Wachstumstheorie“ räumliche Divergenzen und endogenen technischen Fortschritt erklären können. Der Kunstgriff besteht im wesentlichen darin, Nichtkonvexitäten in der Technologie (und externe Effekte im Produktionsprozeß) anzunehmen [vgl. z.B. Stolpe 1992]. Die akkumulierbaren Faktoren weisen dann keine abnehmenden Grenzerträge auf, rückständige Regionen wachsen folglich nicht schneller als reiche Regionen.⁷ Einkommensunterschiede zwischen den Regionen können selbst bei vollständiger Kapitalmobilität bestehen bleiben oder sich vergrößern. Denn bei konstanter Grenzproduktivität des Kapitals können Unterschiede im regionalen Pro-Kopf-Einkommen auf unterschiedliche regionale Technologieniveaus zurückgeführt werden. Das Ausmaß der Konvergenz wird dann allein von der Diffusion technischen Wissens bestimmt

⁷ Formal gesehen ist die Verletzung der Inada-Bedingungen verantwortlich für endogenes Wachstum (vgl. auch Anhang A). Konvergenz ist auf die Existenz abnehmender Grenzerträge zurückzuführen. Somit ist der Konvergenztest ein Test auf (das Fehlen der) Existenz abnehmender Grenzerträge. Es ist durchaus möglich, daß eine Produktionsfunktion die Inada-Bedingungen verletzt und gleichzeitig abnehmende Grenzerträge aufweist, so daß positive Steady State Wachstumsraten und Konvergenz generiert werden. Ein Beispiel hierfür ist die CES-Produktionsfunktion [vgl. Sala-i-Martin 1994].

[Romer 1994]. Vor diesem Hintergrund kann Güterhandel die räumlichen Disparitäten verstärken [vgl. z.B. Grossman, Helpman 1991].

Allerdings weisen auch einige Modelle der Neuen Wachstumstheorie Implikationen auf, die theoretisch fragwürdig oder empirisch nicht haltbar sind. Beispielsweise führen Skaleneffekte in „learning-by-doing“-Wachstumsmodellen, die der Humankapitalbildung eine zentrale Rolle beimessen, zu der wenig plausiblen Aussage, daß große Länder mit einem hohen Bestand des Produktionsfaktors, an den die Externalität anknüpft, unter sonst gleichen Bedingungen schneller wachsen müßten als kleine Länder, in denen das nicht der Fall ist. Dies steht in offenkundigem Widerspruch zu den Fakten. Zudem ist kritisch zu hinterfragen, ob mit quasi-tautologischen Kunstgriffen, die in der Lage sind, endogen einen dauerhaften Wachstumsprozeß zu erzeugen, für die Wirtschaftspolitik neue Einsichten gewonnen werden können. Daraus leitet sich die Frage ab, ob das traditionelle Modell nicht auch sinnvoll erweitert werden kann, um ein plausibleres Bild der Wirklichkeit aufzuzeigen. [Gundlach 1993a].

Als ein Versuch in dieser Richtung ist der Ansatz von Mankiw, Romer, Weil [1992] zu nennen, die in der Produktionsfunktion explizit zwischen physischem Kapital und Humankapital unterscheiden. Unter der Annahme, daß sich die Regionen bzw. Staaten nicht in ihren technologierelevanten Parametern unterscheiden, impliziert diese Modellspezifikation eine Konvergenzrate, wie sie auch in zahlreichen Querschnittsanalysen berechnet wurde. Im Kern geht es darum, über einen erweiterten Kapitalbegriff eine plausible Anpassungsgeschwindigkeit zu erhalten. Eventuell bestehende länderspezifische Unterschiede, die nicht von den Variablen des Modells erfaßt werden, können durch die Einbeziehung konditionierender Variablen berücksichtigt werden. Dadurch wird der Tatsache Rechnung getragen, daß aufgrund länderspezifischer Eigenschaften etwa in Form spezieller Standortvorteile oder bestimmter soziokultureller Bedingungen nicht alle Länder gegen ein gemeinsames langfristiges Pro-Kopf-Einkommen konvergieren, sondern daß jedes Land ein eigenständiges langfristiges Wachstumsgleichgewicht haben kann. Wird vom Einfluß solcher Einflußfaktoren abstrahiert, müßte bei Gültigkeit des traditionellen Wachstumsmodell unter Berücksichtigung eines erweiterten Kapitalbegriffs zumindest ein Prozeß der bedingten Konvergenz nachweisbar sein.⁸ Wenn allerdings bei einer starken Konditionierung des Modells der Großteil der regionalen

⁸ In diesem Zusammenhang argumentiert Hall [1991], daß ein „erweitertes“ Wachstumsmodell Konvergenzeffekte zum Ausdruck bringen muß. Gleichzeitig erfordert das „Driften“ des Steady States und ein mögliches random-walk Verhalten interregionaler Disparitäten die Einbeziehung von Elementen der Neuen Wachstumstheorie.

Wachstumsunterschiede allein durch die konditionierenden Variablen erklärt wird, und quasi erst durch eine „Neutralisierung“ dieser Einflüsse ein Konvergenzprozeß zu beobachten ist, können letztlich keine Kausalzusammenhänge mehr nachgewiesen werden.⁹

Angesichts dieser Problematik dürften vor allem jene Analysen Aussagen über die Relevanz des neoklassischen Wachstumsmodells erlauben, die auf Konvergenz in vergleichsweise homogenen Wirtschaftsräumen testen wie beispielsweise zwischen den Staaten der USA oder innerhalb der Europäischen Union [vgl. z.B. Barro und Sala-i-Martin 1991, 1992]. Denn diese Wirtschaftsräume zeichnen sich durch hohe Güter- und Faktormobilität bei schneller Technologiediffusion und durch stabile wirtschaftspolitische Verhältnisse sowie ähnliche Nachfragebedingungen aus.

Für die Europäische Union wird im folgenden die Konvergenzthese näher spezifiziert, und die Analyse auf eine breite empirische Basis gestellt. Dabei kann von einem hohen Maß an wirtschaftlicher und politischer Homogenität ausgegangen werden. Ein wesentlicher Unterschied zu der einfachen Schätzgleichung (1) besteht darin, daß die Regressionsgleichung auf einem wachstumstheoretischen Modell beruht, so daß der geschätzte Regressionskoeffizient Aussagen über die Art der Produktionstechnologie und damit über die Geschwindigkeit des Anpassungsprozesses zuläßt.

3. Zur β -Konvergenz in der Europäischen Union

3.1 Theoretische Fundierung der Regressionsgleichung

Nach der neoklassischen Wachstumstheorie konvergieren rückständige Regionen mit einer geringen Kapitalausstattung unter sonst identischen Bedingungen gegen das gleiche Steady State wie reiche Regionen mit hoher Kapitalausstattung. Ursächlich hierfür ist die abnehmende Grenzproduktivität beim akkumulierbaren Faktor Kapital, welche die Spar- und Investitionsbereitschaft in den Regionen mit zunehmender Kapitalakkumulation auf das gleiche Steady State Niveau absinken läßt.

Zur Herleitung der Regressionsgleichung wird von einer Produktionsfunktion mit „arbeitsvermehrendem“ exogenen technischen Fortschritt ausgegangen, die mit Hilfe des Konzepts der effektiven Arbeit wie folgt spezifiziert werden kann:

$$Y_t = F(K_t, L_t^\alpha) \quad (2)$$

⁹ Beispielsweise zeigen Levine und Renelt [1992], wie instabil die geschätzten Parameter „wachstumsbestimmender“ Faktoren gegenüber Änderungen der Spezifikation der Regressionsgleichung und der Datenbasis sind.

wobei Y_t das Sozialprodukt, K_t den Kapitalstock und L_t^o den Arbeitsbestand gemessen in Effizienzeinheiten zum Zeitpunkt t angeben. Für L_t^o gilt, daß

$$L_t^o = L_0 e^{(g+n)t} \quad (3)$$

Dabei bezeichnet g die Rate des exogenen technischen Fortschritts, n die Rate, mit der der physische Arbeitsbestand wächst. Da die Produktionsfunktion konstante Skalenerträge aufweist, kann sie in Pro-Kopf-Größen ausgedrückt werden (Zur besseren Übersicht werden im folgenden die Zeitindices weggelassen):

$$y^o = f(k^o) \quad (4)$$

mit $y^o = Y/L^o$ und $k^o = Y/L^o$.

Wird eine Produktionsfunktion vom Typ Cobb-Douglas zugrundegelegt, kann Gleichung (4) im einfachsten Fall wie folgt spezifiziert werden.

$$y^o = f(k^o) = k^{\alpha} \quad (4')$$

mit $0 < \alpha < 1$.

In einer geschlossenen Volkswirtschaft entwickelt sich der in Effizienzeinheiten gemessene Kapitalstock gemäß der Gleichung

$$\dot{k}^o = f(k^o) - c^o - (\delta + g + n)k^o \quad (5)$$

mit $c^o = C/L^o$ als der in Effizienzeinheiten gemessene Pro-Kopf-Konsum und δ als Abschreibungsrate.

In den Modellen optimalen Wachstums in der Tradition von Ramsey-Cass-Koopmans wählt der repräsentative Haushalt einen Konsumpfad, der seine intertemporale Nutzenfunktion bei gegebener intertemporaler Budgetrestriktion (5) maximiert. Sei ρ die Zeitpräferenzrate und σ die intertemporale Substitutionselastizität; die intertemporale Nutzenfunktion lautet, ausgedrückt in Effizienzeinheiten pro Kopf:

$$U = \int_0^{\infty} \frac{(c^o e^{gt})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} e^{-(\rho-n)t} dt \quad (6)$$

Aus der Bedingung erster Ordnung kann die Entwicklungsgleichung für den Pro-Kopf-Konsum ermittelt werden (vgl. Anhang A). Es gilt:

$$\frac{\dot{c}^o}{c^o} = \frac{1}{\sigma} [f'(k^o) - \delta - \rho - \sigma g] \quad (7)$$

Im Steady State verändern sich die in Effizienzeinheiten gemessenen Größen y^o , k^o und c^o nicht. Die Bedingung für das Steady State lautet daher

$$f(k^{o*}) = \delta + \rho + \sigma g \quad (8)$$

Demzufolge nähert sich der in Effizienzeinheiten gemessene Kapitalstock von seinem Ausgangswert k^o dem Steady State Wert k^{o*} an; die Wachstumsrate des Kapitals in Pro-Kopf-Einheiten sinkt auf die Steady State Rate g ab. Für den Fall einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion gilt das gleiche auch für die Entwicklung des Pro-Kopf-Einkommens. [vgl. Barro, Sala-i-Martin 1992, S. 225].

Aus den Entwicklungsgleichungen (5) und (7) leiten Barro und Sala-i-Martin die Regressionsgleichung zum Testen der Konvergenzhypothese ab (vgl. Anhang B). Danach gilt für die durchschnittliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Outputs in Region i im Zeitintervall der Länge T

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-T}} \right] = g + \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \log \left[\frac{y_i^{o*}}{y_{i,t-T}^o} \right] \quad (9)$$

Der Koeffizient β gibt die Konvergenzrate an. Sie mißt die Geschwindigkeit, mit der sich das Pro-Kopf-Einkommen (pro Jahr) dem Steady State jeweils gemessen in Effizienzeinheiten nähert. Je größer β , um so stärker reagiert die durchschnittliche Wachstumsrate auf die Differenz von $\log(y_i^{o*})$ und $\log(y_{i,t-T}^o)$. Dabei wird β maßgeblich vom Produktionskoeffizienten α beeinflusst, der letztlich bestimmt, wie stark die abnehmende Grenzproduktivität beim akkumulierbaren Faktor Kapital ausgeprägt ist.¹⁰

Das Modell impliziert konditionale Konvergenz in dem Sinn, daß bei gegebenen regionalen Steady State Werten g und y^{o*} die Wachstumsrate um so höher ist, je geringer das Ausgangsniveau im Pro-Kopf-Einkommen. In Querschnittsanalysen müssen daher mögliche regionale Unterschiede in den Steady State Werten mit Hilfe konditionierender Variablen neutralisiert werden, um die Konvergenzrate β empirisch bestimmen zu können.

Im Hinblick auf die Anwendung des Konvergenztests für die Regionen der Europäischen Union wird im einfachsten Fall davon ausgegangen, daß keine regionalen Unterschiede in den

¹⁰ Barro und Sala-i-Martin [1992] dokumentieren den Einfluß des Parameters α , indem sie ausgehend von bestimmten Basiswerten für die anderen wachstumsbestimmenden Parameter zu den verschiedenen α Werten die dazugehörigen β Werte ermitteln. So errechnen sie für $\alpha = 0,35$ einen β Wert von 0,126 (pro Jahr). Danach braucht die Ökonomie 5,5 Jahre, um die Hälfte der Differenz zwischen Anfangskapitalbestand und Steady State Wert abzubauen. Bei einem Wert von $\alpha = 0,8$ (mit $\beta = 0,026$) beträgt die „Halbwertszeit“ über 27 Jahre. Mit zunehmendem α nimmt also die Konvergenzgeschwindigkeit ab.

Steady State Werten bestehen, so daß nicht zwischen konditionaler und absoluter Konvergenz unterschieden werden muß. Auch wenn die Konvergenzrate regional variieren kann, wird im folgenden ein einheitlicher β -Wert angenommen. Zum einen gründet diese Annahme darauf, daß in den Regionen der Europäischen Union ähnliche Zeitpräferenzstrukturen und Technologien gegeben sein dürften. Zum anderen kann gezeigt werden, daß selbst wenn sich die regionalen Produktionsfunktionen in der Form von (4'), in einem Effizienzparameter A unterscheiden, der Konvergenzkoeffizient β davon unbeeinflusst bleibt. Die Konvergenzkoeffizienten verschiedener Regionen können daher auch dann ähnlich sein, wenn sich die Regionen in der verfügbaren Technologie (oder in ihren natürlichen Ausstattungsbedingungen) unterscheiden, was durch einen solchen Effizienzparameter A ausgedrückt werden kann [vgl. Barro, Sala-i-Martin 1992].

Werden in der approximierten Gleichung (9) die Unterschiede zwischen $y_{i,t}$ und $y_{i,t}^0$ vernachlässigt und die unveränderlichen Werte zu einer für alle Regionen einheitlichen Konstante zusammengefaßt, erhält man die vereinfachte Form

$$\frac{1}{T} \log \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-T}} \right] = \alpha - \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \log[y_{i,t-T}] + u_{it} \quad (10)$$

wobei u_{it} die identische standardnormalverteilte Störgröße bezeichnet.

Ein positiver β -Wert bedeutet nicht zwingend, daß auch die Varianz der logarithmierten Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf sinkt. So können regionale Schocks, die in der Störgröße zum Ausdruck kommen, die Varianz vergrößern. Zusätzliche Variablen wie z.B. regionale Dummies oder Strukturdaten verhindern, daß es zu einem systematischen Schätzfehler von β kommt. Beispielsweise könnte eine Region in Folge eines Schocks von einem unterdurchschnittlichen Pro-Kopf-Einkommensniveau starten, so daß aufgrund der Korrelation zwischen dem Schock und $y_{i,t-T}$ der β -Wert überschätzt wird.¹¹

3.2 Schätzung der β -Konvergenz

Im folgenden wird untersucht, ob für die Europäische Union ein allgemeiner Konvergenzprozeß vorliegt. Entsprechend dem oben postulierten Konvergenzverständnis kommt es dabei auf den Nachweis an, daß es entsprechend der neoklassischen

¹¹ Siehe dazu auch Abschnitt 3.3. Eine formale Analyse über den Zusammenhang zwischen Störgröße, regionsspezifischen Schocks und den Auswirkungen auf die Regressionsgleichung findet sich bei Barro, Sala-i-Martin [1992] sowie Sala-i-Martin [1994].

Argumentationslinie eine Tendenz zur Angleichung der Pro-Kopf-Einkommen gibt, so daß regionale Disparitäten abgebaut werden.

Als Datenbasis wird die Datenbank „Regio“ des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften „Eurostat“ verwendet. Dabei wird die Regioneneinteilung nach dem Klassifizierungssystem von Eurostat „Nuts“ (Nomenclature of Statistical Territorial Units) zugrundegelegt. Neben der Ebene der zwölf Mitgliedstaaten wird auf Konvergenz zwischen den Regionen der Nuts 2 Ebene getestet. Für 166 Regionen dieser Ebene sind die erforderlichen Daten für die Jahre 1980-1991 angegeben.¹² Allerdings fehlen bei Großbritannien auf regionaler Ebene die Angaben für die Jahre 1980, 1982, 1983, 1985 und 1986, ebenso bei Portugal für 1980. Auf regionaler Ebene wird daher für die Regressionen das Basisjahr 1981 zugrundegelegt. Das Pro-Kopf-Einkommen ist als Bruttoinlandprodukt gemessen in Kaufkraftstandards angegeben.

Die achtziger Jahre sind für die Konvergenzdiskussion von besonderem Interesse, da durch die Süderweiterung der Europäischen Union (Griechenland 1981, Spanien und Portugal 1986) Länder mit einem - gemessen am EU-Durchschnitt - stark unterdurchschnittlichen Einkommensniveau beigetreten sind und somit die Relevanz der Konvergenzdiskussion in der Europäischen Union an Bedeutung gewonnen hat.¹³

In Abbildung 1 ist der Zusammenhang zwischen dem (logarithmierten) Pro-Kopf-Einkommen im Jahr 1975 und der durchschnittlichen Wachstumsrate des Pro-Kopf-Einkommens für den Zeitraum 1975-1991 auf Ebene der (heutigen) Mitgliedstaaten der Europäischen Union

¹² Im Gegensatz dazu haben Barro und Sala-i-Martin lediglich 73 Regionen vornehmlich im Norden Europas in ihre Analyse einbezogen. In einer neuen Studie verwendet Sala-i-Martin [1994] Daten für 90 Regionen in 8 Mitgliedstaaten über einen Zeitraum von 40 Jahren. Im folgenden wird die Konvergenzanalyse für Regionen aller Mitgliedstaaten der EU durchgeführt, sofern Eurostat-Daten vorliegen. Das hat den offenkundigen Vorteil, daß alle Daten aus einer einheitlichen Quelle bezogen werden, und die Konvergenzthese für den regionalpolitisch interessanteren Fall einer gemessen am Einkommensniveau (relativ) heterogenen Ländergruppe getestet werden kann.

¹³ Gegen den möglichen Einwand, daß der Konvergenztest in der Europäischen Union durch die Transferleistungen im Rahmen der europäischen Regionalpolitik verzerrt wird, kann folgendes angeführt werden: In den 80er Jahren war der Einfluß der Strukturfonds auf die regionalen Einkommensniveaus noch relativ begrenzt - eine deutliche Aufstockung fand erst Ende der 80er Jahre statt. Beobachtbare Konvergenzentwicklungen dürften daher kaum mit den Strukturfonds begründet werden können. Zudem zeigen Barro und Sala-i-Martin [1991] für die USA, daß die Einkommensentwicklung in den einzelnen Staaten von den (im Vergleich zur Europäischen Union deutlich höheren) zwischenstaatlichen Transfers kaum beeinflußt worden ist.

graphisch dargestellt. Nach der Konvergenzthese wäre zu erwarten, daß die Datenpunkte eng um eine Gerade mit negativer Steigung verteilt sind.

Abbildung 1: β -Konvergenz auf EU-Ebene

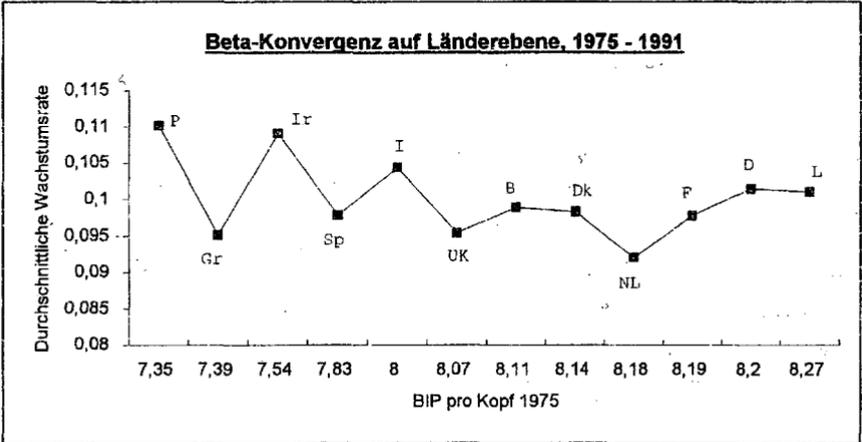
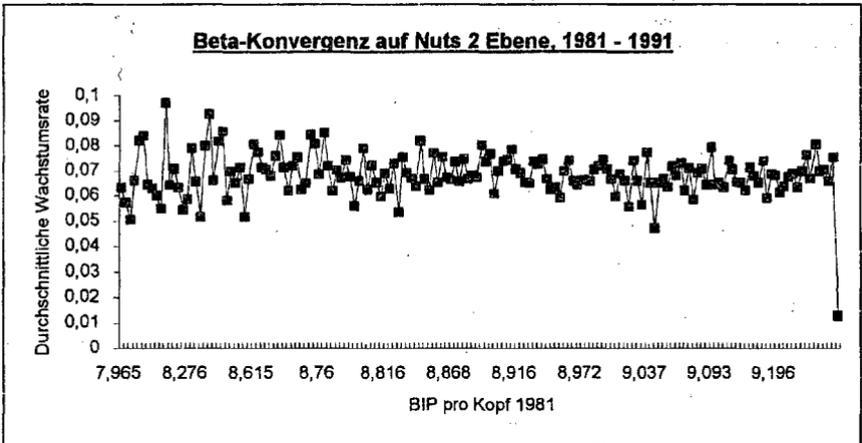


Abbildung 2: β -Konvergenz auf regionaler Ebene (Nuts 2 Ebene)



Ein solcher Zusammenhang ist im Ansatz zu erkennen. Die negative Korrelation zwischen Anfangseinkommen und Wachstumsrate wird vor allem von einigen „Ausreißern“ durchbrochen wie Griechenland am unteren Einkommensende und Luxemburg am oberen Ende.

Auf regionaler Ebene ist dagegen die negative Korrelation zwischen Anfangseinkommen und durchschnittlicher Wachstumsrate kaum ausgeprägt (vgl. Abbildung 2). Es zeigt sich, daß die Streuung der Datenpunkte am unteren Ende der Einkommensskala deutlich stärker ausfällt als am oberen Ende.

Tabelle 1: Auswertung der β -Konvergenz auf Ebene der Mitgliedstaaten

	1975 - 1992	1980 - 1991	1980 - 1985	1986 - 1991
Unkonditioniert	$\beta = 0,0161$ (0,023) $R^2 = 0,401$	$\beta = 0,0067$ (0,33) $R^2 = 0,1$	$\beta = -0,0058$ (0,36) $R^2 = 0,083$	$\beta = 0,023$ (0,082) $R^2 = 0,26$
Beschäftigte in der Industrie 1981	$\beta = 0,0186$ (0,0167) $R^2 = 0,46$	$\beta = 0,0105$ (0,156) $R^2 = 0,26$	$\beta = -0,0069$ (0,337) $R^2 = 0,1$	$\beta = 0,031$ (0,025) $R^2 = 0,44$
Dummy für Griechenland	$\beta = 0,0273$ (0,00045) $R^2 = 0,72$	$\beta = 0,0176$ (0,0085) $R^2 = 0,626$	$\beta = -0,0043$ (0,58) $R^2 = 0,1$	$\beta = 0,045$ (0,00045) $R^2 = 0,745$

Die Werte in den Klammern geben das Signifikanzniveau des geschätzten Parameters $b = (1 - e^{-\beta T})/T$ an, R^2 das zentrierte Bestimmtheitsmaß. Die schattierten Felder markieren jene Ergebnisse, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5 % aufweisen.

Um genauere Informationen über das Ausmaß der β -Konvergenz zu erhalten, werden im folgenden auf der Grundlage der Regressionsgleichung (10) die Konvergenzkoeffizienten für verschiedene Datenbereiche und Zeiträume berechnet.

Auf Länderebene werden drei Varianten betrachtet: Variante 1 testet auf unbedingte Konvergenz, Variante 2 berücksichtigt als Strukturvariable den Anteil der in der Industrie Beschäftigten an der Gesamtbeschäftigtenzahl im Jahr 1981 und in Variante 3 wird für den Ausreißer Griechenland ein Länderdummy eingeführt.

Nach Tabelle 1 beträgt im unkonditionierten Modell die Konvergenzrate für den Zeitraum 1975-1992 1,61% pro Jahr. Die Einführung der Industrievariablen erhöht die Konvergenzrate auf 1,86%¹⁴, unter Einbeziehung des Länderdummies für Griechenland steigt die jährliche

¹⁴ Alternativ wurden auch die Veränderung der in der Industrie Beschäftigten im Zeitraum 1981-1986 sowie der Anteil der in der Landwirtschaft Beschäftigten bzw. deren Veränderung als Strukturvariablen

Konvergenzrate sogar auf 2,73%. Damit sind die auf Länderebene berechneten Konvergenzraten durchweg höher als die von Barro und Sala-i-Martin [1992, S. 242] für eine Gruppe von 20 OECD-Ländern für den Zeitraum 1960-85 ermittelten Raten in Höhe von knapp 1% im unkontingierten und gut 2% im konditionierten Modell. Die geschätzten Konvergenzraten erweisen sich allerdings als relativ instabil bezüglich Variationen der zugrundeliegenden Zeiträume. So sind für den wenig kürzeren Zeitraum 1980-1991 die Konvergenzraten deutlich niedriger. Die Aufspaltung in zwei Zeiträume ergibt für die erste Hälfte der achtziger Jahre sogar eine divergente Entwicklung (negative β -Werte), für die zweite Hälfte aber wesentlich höhere Konvergenzraten von bis zu mehr als 4% pro Jahr unter Einbeziehung eines Dummies für Griechenland.

Insbesondere für die kurzen Zeiträume sind die berechneten Konvergenzraten mit Vorsicht zu interpretieren, da sich die entsprechenden b -Werte als hoch insignifikant erweisen.¹⁵ So kann für die Jahre 1980-91 und 1980-85 die Hypothese, daß der geschätzte Parameter gleich null ist, nur mit einer relativ hohen Fehlerwahrscheinlichkeit von 33% bzw. 36% abgelehnt werden.

Auf regionaler Ebene wird die Konvergenzrate für je vier Varianten, Zeiträume und Datenbereiche berechnet. Neben dem unkontingierten Modell wird mit Hilfe von Länderdummies auf mögliche Unterschiede in den nationalen Steady States konditioniert. In einer dritten Variante werden ein „Lower-Clubdummy“ und ein „Upper-Clubdummy“ eingeführt. Dabei bezieht sich der Lower-Clubdummy auf jene 25 Regionen, die 1981 und (bis auf wenige Ausnahmen) auch 1991 zu den 25 ärmsten Regionen gehörten, wohingegen der „Upper-Clubdummy“ sich auf die 25 reichsten Regionen 1981 und 1991 bezieht.¹⁶ Mit dieser Gruppierung soll um mögliche Agglomerationsvorteile in den wirtschaftlichen Zentren sowie um mögliche Deglomerationsnachteile in der Peripherie konditioniert werden. Die Tabellen A1 und A2 im Anhang geben einen Überblick über die betroffenen Regionen. Betrachtet man die

berücksichtigt, was sich jedoch nur unwesentlich auf die Konvergenzrate und auf das Signifikanzniveau auswirkte.

¹⁵ Da $\beta = -1/T[\ln(1-bT)]$ eine nicht-lineare Transformation des KQ-Schätzers b ist, kann aus der Signifikanz von b nicht direkt auf die Signifikanz von β geschlossen werden. In dieser Arbeit wird von der Annahme ausgegangen, daß sich die Signifikanzeigenschaften des KQ-Schätzers b und der Konvergenzrate β nicht grundsätzlich unterscheiden. Entsprechend gehen auch Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992] sowie Neven und Gouyette [1993, 1994] vor.

¹⁶ Die zahlenmäßige Begrenzung der Extrem-Regionen auf den Wert 25 folgt der Festlegung, wie sie von der EU-Kommission getroffen wurde [vgl. Kommission 1994, S. 37, 38].

Entwicklung des BIP/Kopfs relativ zum EU-Mittel, so wird deutlich, daß die Lower-Club Regionen in der Regel gegenüber dem EU-Mittel abgefallen sind, wohingegen die Upper-Club Regionen in der Regel überdurchschnittlich stark gewachsen sind. In einer vierten Variante werden sowohl Länderdummies als auch die beiden Clubdummies berücksichtigt. Die Zeiträume umfassen die Perioden 1981-1991, 1981-1989, 1981-1985 und 1986-1991.

Tabelle 2: Auswertung der β -Konvergenz für 166 Regionen der Nuts-2 Ebene der EU

	1981-1991	1981-1989	1981-1985	1986-1991
Unkonditioniert	$\beta = 0,0034$ (0,12) $R^2 = 0,0126$	$\beta = 0,0074$ (0,011) $R^2 = 0,038$	$\beta = 0,0026$ (0,42) $R^2 = 0,0048$	$\beta = 0,0057$ (0,077) $R^2 = 0,023$
Länderdummies	$\beta = 0,01$ (0,0014) $R^2 = 0,34$	$\beta = 0,017$ (0,00016) $R^2 = 0,334$	$\beta = 0,0087$ (0,128) $R^2 = 0,16$	$\beta = 0,0055$ (0,19) $R^2 = 0,55$
Clubdummies/ Industrie 1981	$\beta = 0,026$ (2,5e-8) $R^2 = 0,19$	$\beta = 0,036$ (7,7e-9) $R^2 = 0,21$	$\beta = 0,015$ (0,03) $R^2 = 0,06$	$\beta = 0,034$ (7,8e-6) $R^2 = 0,15$
Länderdummies/ Clubdummies	$\beta = 0,025$ (1,3e-6) $R^2 = 0,4$	$\beta = 0,034$ (1,06e-6) $R^2 = 0,38$	$\beta = 0,025$ (0,007) $R^2 = 0,21$	$\beta = 0,016$ (0,027) $R^2 = 0,57$

Die Werte in den Klammern geben das Signifikanzniveau des geschätzten Parameters $b = (1 - e^{-\beta T})/T$ an, R^2 das zentrierte Bestimmtheitsmaß. Die schattierten Felder markieren jene Ergebnisse, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5 % aufweisen.

Neben dem Basissample von 166 Regionen (Tabelle 2) werden zudem drei Teilsample betrachtet: die 129 Regionen ohne die Regionen der Kohäsionsländer (Tabelle A3), die 37 Regionen der Kohäsionsländer (Tabelle A4) und die 153 Regionen ohne die Regionen Griechenlands (Tabelle A5).

Im Vergleich zur Länderebene ist im unkonditionierten Modell für die 166 Regionen der Europäischen Union im Zeitraum 1981-1991 eine deutlich geringere Konvergenzrate festzustellen ($\beta = 0,0034$).

Dagegen führt die Einbeziehung insbesondere der Clubdummies zu einer deutlich höheren Konvergenzrate von 2,6 %.¹⁷ Entsprechendes gilt auch für die Teilsamples. Vor allem erhöht die Auslassung der griechischen Regionen die Konvergenzrate innerhalb der verbleibenden 153 Regionen beträchtlich (vgl. Tabelle A5).¹⁸

Interessant ist, daß für den wenig kürzeren Zeitraum 1981-1989 die Konvergenzeffekte deutlich stärker ausgeprägt sind. Offenbar hat sich die abschwächende konjunkturelle Entwicklung Ende der achtziger und zu Beginn der neunziger Jahre (einmal abgesehen von der vereinigungsbedingten Verzögerung des konjunkturellen Einbruchs in Deutschland) negativ auf die (interregionale) Konvergenz in der Europäischen Union ausgewirkt.

Der Vergleich der beiden Zeiträume 1981-1985 und 1986-1991 zeigt die auch schon auf Länderebene beobachtete Instabilität in der Höhe der β -Werte und in der Signifikanz der geschätzten b -Parameter, insbesondere wenn Teilsamples betrachtet werden.

Die wirtschaftspolitischen und konjunkturellen Rahmenbedingungen waren in diesen beiden Zeiträumen recht unterschiedlich: Die frühen achtziger Jahre waren noch deutlich geprägt von den Auswirkungen des zweiten großen Ölpreisschocks sowie der weltweiten Rezession. Die zweite Hälfte der achtziger Jahre zeichnete sich durch eine hohe konjunkturelle Stabilität aus. Gleichzeitig fielen in diesen Zeitraum die Vorbereitungen zur Schaffung des Gemeinsamen Binnenmarktes, der im Rahmen der EEA beschlossen wurde, sowie die Erweiterung der Gemeinschaft um Spanien und Portugal.

Vor diesem Hintergrund sind die in der Regel niedrigeren Konvergenzraten und schlechteren Signifikanzeigenschaften in den meisten Samples für die erste Hälfte der achtziger Jahre (Tabellen 1, A3, sowie Tabellen 2 und A5 mit Ausnahme der Länderdummy-Varianten) und die in der Regel höheren Konvergenzraten (bei höheren Signifikanzniveaus) in der zweiten Hälfte der 80er Jahre zu interpretieren. Offensichtlich unterstützte die Liberalisierung der Güter- und Faktormärkte den Konvergenzprozeß in der Europäischen Union. So ergibt sich für die 153 Regionen der Europäischen Union ohne Griechenland (Tabelle A5) bereits im unkontingierten Modell für die zweite Hälfte der achtziger Jahre eine Konvergenzrate von mehr als 2% pro Jahr.¹⁹

¹⁷ Die einbezogene Industrievariable wirkt sich dabei kaum auf die Konvergenzrate und auf das Signifikanzniveau aus.

¹⁸ Für die Teilsamples bezieht sich die Konvergenzrate nur auf die zwischenstaatliche bzw. interregionale Konvergenz innerhalb der Länder bzw. Regionen, die in diesen Samples enthalten sind.

¹⁹ Innerhalb der Kohäsionsländer ist dagegen die interregionale Konvergenzrate für die zweite Hälfte der achtziger Jahre regelmäßig niedriger als im ersten Teilzeitraum (Tabelle A4); innerhalb der Nicht-

Die deutlich schlechteren Konvergenzeigenschaften innerhalb der Kohäsionsländer und innerhalb der Gruppe der Nicht-Kohäsionsländer im Vergleich zum Gesamtsample (mit und ohne Griechenland) lassen darauf schließen, daß die beobachtete Konvergenz in der Europäischen Union im wesentlichen auf einem Aufholprozeß der Regionen in den Kohäsionsländern gegenüber den Regionen in den anderen Ländern beruht.²⁰

Angesichts des relativ kurzen Zeitraums und der Instabilität der geschätzten Konvergenzparameter sind diese Ergebnisse jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. So könnten die einfachen Regressionsgleichungen falsch spezifiziert sein, wenn Unterschieden in den Steady State Werten nicht hinreichend Rechnung getragen wird. Zudem ist der Wachstumspfad der Pro-Kopf-Einkommen von konjunkturellen Faktoren und exogenen Schocks überlagert, die um so mehr an Bedeutung gewinnen, je kürzer der betrachtete Zeitraum ist.²¹

Grundsätzlich könnte der Einwand erhoben werden, daß die Schätzgleichung (10) auf dem Modell einer geschlossenen Volkswirtschaft beruht und somit den freien Faktor- und Gütermärkten in der Europäischen Union nicht Rechnung trägt. Da insbesondere alle Regionen Zugang zum gleichen Kapitalmarkt haben, müßte nach dem neoklassischen Modell eine schnelle Angleichung der Produktivitäten und letztlich der Pro-Kopf-Einkommen stattfinden. Das steht im offenkundigen Gegensatz zu der relativ langsamen Konvergenzrate. Das Problem dieser Argumentation ist, daß weder vollständige Kapitalmärkte vorhanden sind, noch

Kohäsionsländer verhielt es sich genau umgekehrt (Tabelle A3). Allerdings erweisen sich die geschätzten Parameter als hoch insignifikant.

²⁰ Im wesentlichen zu dem gleichen Ergebnis kommen auch Neven und Gouyette [1993] für die Zeiträume 80-85 und 85-89. Die Autoren unterscheiden dabei zwischen den „Süd-Regionen“ und den „Nord-Regionen“ der Europäischen Union. Die Verschlechterung der interregionalen Konvergenz in den Süd-Regionen und die Verbesserung in den Nord-Regionen im zweiten Teilzeitraum bewerten sie als ein Indiz für die Relevanz von Agglomerationsvorteilen, so daß die Süd-Regionen weniger von der Liberalisierung in der Europäischen Union profitieren als die Nord-Regionen. Allein die Verschlechterung der interregionalen Konvergenz innerhalb der Süd-Regionen läßt eine derartige Interpretation nicht zu: Die Pro-Kopf-Einkommen in einigen Regionen im Süden Europas - insbesondere in Griechenland - sind sicherlich gegenüber dem EU-Mittel zurückgefallen (vgl. Tabelle A1) und einige Regionen haben aufgrund ihrer peripheren Lage eindeutig höhere Anpassungslasten zu tragen. Es ist deshalb auch nicht zu erwarten, daß der Konvergenzprozeß gegenüber den Nord-Regionen (mittelfristig) einheitlich verläuft. Die Zunahme der interregionalen Konvergenz im Süden ist eher ein Indiz für die Relevanz des Aufholprozesses gegenüber den Nord-Regionen. Schließlich wurde oben für die zweite Hälfte der 80er Jahre sowohl auf Ebene der Mitgliedstaaten als auch für das Gesamtsample auf regionaler Ebene (dabei insbesondere ohne Griechenland) eine höhere Konvergenzrate berechnet.

²¹ Auf weitere kritische Aspekte zum Konzept der β -Konvergenz wird in Abschnitt 3.3 näher eingegangen.

Regionen unbegrenzt Ressourcen ausleihen können. Die langsame Konvergenzrate ist mit einem neoklassischen Modell vereinbar, wenn ein breiter Kapitalbegriff verwendet wird, der auch Humankapital und/oder öffentliches Produktivkapital verwendet [vgl. Gundlach 1993a, Barro 1990] - Werte, die nicht pfändbar sind. Insofern ist ein neoklassisches Modell mit partieller Kapitalmobilität durchaus kompatibel mit der empirischen Evidenz.²²

Ähnlich kann auch für den Fall hoher Arbeitsmobilität argumentiert werden: Eine hohe Arbeitsmobilität würde den Konvergenzprozeß beschleunigen, indem Arbeitskräfte in die reicheren Regionen wandern. Der geschätzte β Wert würde demnach zusätzlich den Migrationseffekt erfassen. Bei der relativ geringen Arbeitsmobilität in der Europäischen Union dürfte der Konvergenztest jedoch kaum durch Migrationseffekte verzerrt sein. Zudem haben Barro und Sala-i-Martin [1991] für die USA mit einer deutlich höheren Arbeitsmobilität gezeigt, daß sich der geschätzte β Koeffizient kaum ändert, wenn die Regression um interregionale Wanderungen konditioniert wird.

3.3 Einige kritische Anmerkungen zum Konzept der β -Konvergenz

Am Konvergenztest auf der Grundlage von Querschnittsdaten ist zu Recht kritisiert worden, daß lediglich die durchschnittliche Veränderung im betrachteten Zeitintervall berücksichtigt wird. Eine solche Vorgehensweise mag dann angemessen sein, wenn die dauerhafte Einkommensentwicklung durch einen glatten Trend beschrieben wird, der nicht von ökonomischen Schocks beeinflusst wird. Ist das aber nicht der Fall, kann die Regression durchschnittlicher Wachstumsraten zu falschen Schlußfolgerungen führen [Quah 1994].²³ Davon abgesehen kann die Wahl des „falschen“ Basis- und Endjahres zu verzerrten Ergebnissen führen, wenn Basisjahr und/oder Endjahr „Ausreißer“ darstellen.

Hauptkritikpunkt ist, daß der beschriebene Regressionsansatz nicht die Entwicklung im Zeitablauf berücksichtigt und somit nicht die tatsächliche Dynamik des Systems widerspiegelt. Nach Cohen [1992] beschreibt der Ansatz von Barro und Sala-i-Martin ebenso wie deren modifizierte Version von Mankiw, Romer und Weil [1992] die Entwicklung gegen ein Pseudo-Steady-State als eine Form der bedingten Konvergenz für den Fall, daß die Investitionsrate

²² So zeigen Barro und Sala-i-Martin [1991] für die Staaten der USA auf der Grundlage eines Modells mit unvollständiger Kapitalmobilität, daß ähnliche Konvergenzeigenschaften vorliegen wie bei einer Spezifikation auf der Grundlage einer geschlossenen Volkswirtschaft.

²³ Quah [1994] zeigt an Hand eines Modells, daß eine divergente Einkommensentwicklung im Rahmen einer Regressionsanalyse auf der Basis von Durchschnittsgrößen fälschlicherweise als Konvergenzprozeß ausgewiesen werden kann.

bereits in ihrem Steady State ist. Cohen zufolge ist der Ansatz dieser Autoren ein Test dafür, ob mit der Akkumulation von Faktoren abnehmende Grenzerträge verbunden sind.²⁴

Das Konzept der β -Konvergenz basiert auf der Annahme, daß jede Region den gleichen Steady State Wachstumspfad hat. Legt man jedoch ein Konzept zugrunde, das stochastische Elemente berücksichtigt, die den Konvergenzpfad beeinflussen, dann ist die (konditionierte) negative Korrelation zwischen Anfangseinkommen und Wachstumsrate keine hinreichende Bedingung für Konvergenz. Würden beispielsweise zwei Steady State Gleichgewichte existieren, die durch unterschiedliche durchschnittliche Wachstumsraten charakterisiert sind, so könnte eine Kontrollvariable, die positiv mit der Wachstumsrate korreliert ist, die Daten in zwei Gruppen separieren. Die Regression auf das Anfangseinkommen würde dann einen negativen Koeffizienten anzeigen, obwohl keine Konvergenz zu einem gemeinsamen Steady State stattfindet [Durlauf, Johnson 1992].²⁵

Technische Innovationen und Faktorakkumulationen können als fortdauernde Prozesse betrachtet werden, die zu stochastischen Veränderungen der Entwicklung der Pro-Kopf-Einkommen führen. Vor dem Hintergrund derartiger Schocks untersuchen Bernard und Durlauf [1991] auf Grundlage der Cointegrationstheorie, ob sich die Einkommensgrößen zweier oder mehrerer Regionen bzw. Länder im Zeitablauf nicht beliebig voneinander entfernen sondern einem gemeinsamen (stochastischen) Trend folgen; die Zeitreihen der Pro-Kopf-Einkommensniveaus der Regionen sind dann cointegriert.

Die Einkommensentwicklung einer Region kann im Normalfall durch einen vom Grade 1 integrierten Prozeß beschrieben werden, d.h. die Zeitreihe y_{it} hat keinen endlichen und konstanten Mittelwert, sondern folgt einem Drift und/oder weist keine endliche und konstante Varianz auf. Zwei Prozesse y_{it} und y_{jt} integriert vom Grade 1 heißen cointegriert, wenn eine stationäre Linearkombination

²⁴ Demzufolge hätten die Autoren eine Methode entwickelt, mit der man indirekt die Parameter der Produktionsfunktion messen kann. Laut Cohen [1992] kann aus den vorgenannten ökonometrischen Studien nicht geschlossen werden, daß die Investitionen in physisches Kapital bzw. Humankapital ihre Steady State Niveaus bereits erreicht haben, d.h. konstant sind. Auf der Grundlage eines zweidimensionalen Systems (mit zwei Bewegungsgleichungen für Kapital und Humankapital, die jeweils die gegenseitige Abhängigkeit berücksichtigen) zeigt Cohen, daß in seiner „Vergleichs-“ Stichprobe divergente Wachstumsentwicklungen überwiegen, deren Herkunft jedoch weitgehend ungeklärt bleibt.

²⁵ Ähnlich argumentiert Quah [1993], indem er zeigt, daß ein negativer Zusammenhang zwischen Anfangseinkommen und Wachstumsrate kompatibel ist mit einer stabilen Varianz der regionalen Einkommen. Regionale Schocks überlagern dabei die - immerhin zutreffende - negative Korrelation zwischen Anfangseinkommen und Wachstumsrate.

$$y_{it} = c + \mu y_{jt} + u_{ij,t} \quad (11)$$

existiert, die integriert vom Grade null ist [Engle, Granger 1987]. Die stationären Residuen $u_{ij,t}$ der Linearkombination y_{it} und y_{jt} weisen einen im Zeitablauf konstanten Mittelwert und eine konstante Varianz auf.²⁶ Es wird also untersucht, ob die Variablen in einer (langfristigen) Gleichgewichtsbeziehung sind.

Nach Bernard und Durlauf konvergiert y_i gegen y_j , wenn beide Variablen einem stochastischen Trend folgen und wenn gilt

$$y_{i,t} = a y_{j,t} + \vartheta_{ij,t} \quad \text{mit } a=1,$$

wobei $\vartheta_{ij,t}$ $(0, \sigma^2_{\vartheta_{ij,t}})$ -verteilt und damit stationär ist [Bernard, Durlauf 1991].²⁷ Ohne diese zusätzliche Bedingung ($a=1$) können die beiden Zeitreihen zwar cointegriert sein, aber die erwarteten Pro-Kopf-Einkommen beider Regionen würden nicht übereinstimmen.

Das Konvergenzkonzept auf Basis der Cointegrationstheorie unterscheidet sich grundlegend von der oben diskutierten β -Konvergenz. Denn es wird implizit unterstellt, daß die Pro-Kopf-Einkommen der Regionen bereits in der Nähe ihres (langfristigen) Gleichgewichts sind. Unabhängig von der Differenz der Anfangswerte $y_{i,0}-y_{j,0}$ wird für den Nachweis der Konvergenz gefordert, daß der Erwartungswert von

$$T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{i,t} - T^{-1} \sum_{t=1}^T \Delta y_{j,t} = 0.$$

Demgegenüber wird für den Nachweis der Konvergenz auf Basis der Querschnittsanalyse verlangt, daß diese Differenz einen negativen Wert annimmt, wenn $y_{i,0}-y_{j,0}$ positiv ist [Bernard, Durlauf 1994].

²⁶ Eine Möglichkeit, auf Cointegration zu testen, besteht darin, ausgehend von den geschätzten Residuen $u_{ij,t}$ der Gleichung (11) den Parameter γ_0 zur Gleichung $\Delta u_{ij,t} = -\gamma_0 u_{ij,t-1} + B(L)\Delta u_{ij,t-1} + v_{ij,t}$ zu schätzen, wobei L einen Lagoperator zum Polynom B bezeichnet [Bernard, Durlauf 1991]. Dabei wird die Nullhypothese fehlender Cointegration $\gamma_0 = 0$ mit Hilfe eines Augmented Dickey Fuller (ADF) Tests getestet. Wenn H_0 nicht abgelehnt werden kann, ist die Zeitreihe der Residuen nicht stationär [vgl. auch Hansen 1993, Gundlach 1993b].

²⁷ Entsprechend wird getestet, ob $\vartheta_{ij,t}$ stationär ist und zwar auf der Basis der Gleichung $\Delta \vartheta_{ij,t} = -\gamma_{ij,t} \vartheta_{ij,t-1} + B(L)\Delta \vartheta_{ij,t-1} + w_{ij,t}$ mit Hilfe des ADF-Tests [Bernard, Durlauf 1991]. Die Analyse von Bernard und Durlauf ergibt für den überwiegenden Teil der Länderpaare aus einer Gruppe von 15 OECD-Ländern Cointegrationskoeffizienten μ , die nahe eins (aber kleiner als eins) liegen. Die Einkommensentwicklung wird somit von gemeinsamen Faktoren bestimmt. Die Nullhypothese fehlender Konvergenz kann jedoch in vielen Fällen nicht abgelehnt werden.

Für eine bestimmte Datenlage können daher beide Konzepte zu unterschiedlichen Aussagen über das Vorliegen einer konvergenten Einkommensentwicklung führen: Beziehen sich die Stichprobenwerte auf die Anpassungsphase zum Steady State, wird die nach dem Konzept von Bernard und Durlauf für das Vorliegen von Konvergenz geforderte asymptotische Entwicklung des Erwartungswerts $\lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0$ (mit dem zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationsstand I_t) abgelehnt, wenn Stichprobenmittelwerte als Proxies für die asymptotischen Mittelwerte verwendet werden. Nach dem Konzept der β -Konvergenz würde dagegen der negative Zusammenhang zwischen Anfangseinkommen und Wachstumsrate das Vorliegen einer konvergenten Einkommensentwicklung bestätigen.

Beide Ansätze gehen von unterschiedlichen Dateneigenschaften aus. Die Querschnittsanalyse basiert auf der Annahme, daß die Daten aus einer relativ frühen Entwicklungsphase zum Steady State generiert wurden, während bei der Cointegrationsanalyse die Daten annahmegemäß in der Nähe des langfristigen Gleichgewichts liegen, so daß sich je nach Charakterisierung der Daten die eine oder andere Methode besser eignet.²⁸ Zumindest kann ein Großteil der Ergebnisse von Querschnittsanalysen so ausgelegt werden, daß sie mit einigen Versionen der Neuen Wachstumstheorie konsistent sind [Bernard, Durlauf, 1994, S. 13- 15].²⁹ In diesem Zusammenhang zeigen Durlauf und Johnson [1992], daß die aus dem traditionellen Wachstumsmodell abgeleitete Konvergenzthese durchaus bestätigt werden kann, wenn Regionen nach Unterschieden in den aggregierten Produktionsfunktionen (endogen) separiert werden, so daß sich lokale Konvergenzgruppen bilden.

²⁸ Mit der Methode von Bernard und Durlauf wird letztlich getestet, ob die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Einkommensniveaus zweier Regionen mit einem einzigen Steady State kompatibel ist. Die Cointegrationstheorie dürfte darüber hinaus für eine andere Fragestellung von besonderem Interesse sein: Indem getestet wird, ob Länder und Regionen langfristig (trotz exogener Schocks) eine gleichgerichtete Einkommensentwicklung aufweisen, können beispielsweise optimale Währungsräume identifiziert werden.

²⁹ Nach Bernard und Durlauf [1994] ist eine Integration beider Ansätze anzustreben. Eine Möglichkeit bietet die Methode von Quah [1993], die den Konvergenzprozeß als einen Übergangsprozeß verschiedener möglicher Zustände beschreibt, die als Markov-Ketten modelliert sind. Die Verteilung der regionalen Einkommen pro Kopf relativ zum Durchschnitt wird mit Hilfe diskreter Intervalle ausgedrückt. Die Übergangsmatrix des Markov-Prozesses wird geschätzt, indem aus den Daten die Wahrscheinlichkeiten berechnet werden, mit denen eine Region von einem bestimmten Intervall in der Folgeperiode in ein anderes Intervall wechselt. Daraus wird dann die Verteilung des Prozesses berechnet, um zu sehen, ob diese mit einem Konvergenzprozeß konsistent ist.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß Querschnittsanalysen zum Testen der Konvergenzthese (Konzept der β -Konvergenz) zwar mit konzeptionellen Mängeln behaftet sein können, ihre grundsätzliche Eignung aber nicht verworfen werden muß. Die Eignung hängt vielmehr von der interessierenden Fragestellung ab [vgl. dazu auch Sala-i-Martin 1994]. Um die Kritik an dem Konzept der β -Konvergenz aufzugreifen, derzufolge die Veränderung der Jahresdaten und somit vorhandene Informationen für die Konvergenzanalyse nicht genutzt werden, wird im folgenden ein einfaches Verfahren zum Testen auf Konvergenz verwendet, das explizit die Entwicklung der Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf berücksichtigt.

4. Zur Entwicklung regionaler Disparitäten in der Europäischen Union

4.1. Das Konzept der σ -Konvergenz

Im folgenden wird die Konvergenz über die Abnahme der regionalen Standardabweichung der (logarithmierten) Pro-Kopf-Einkommen bestimmt [vgl. auch EU-Kommission 1991]. Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992] sprechen in diesen Zusammenhang von der σ -Konvergenz. Während bei der β -Konvergenz die Frage gestellt wird, wie schnell das Pro-Kopf-Einkommen einer bestimmten Region zum Durchschnittseinkommen aufschließt (bei einer gegebenen Verteilung der Einkommensgrößen), steht bei der σ -Konvergenz die Frage im Vordergrund, wie sich die Verteilung der regionalen Durchschnittseinkommen in der Vergangenheit entwickelt hat, oder wie sie sich in der Zukunft voraussichtlich entwickeln wird. Ein positiver β -Wert muß allerdings nicht bedeuten, daß auch die Varianz der Pro-Kopf-Einkommen im Zeitablauf sinkt. Zwar reduziert ein positiver β -Wert in der Tendenz auch die Standardabweichung von $\log(y_{it})$, aber Störungen oder Schocks können zeitweise die Standardabweichung wieder erhöhen. Gleichung (10) impliziert, daß sich für eine gegebene Verteilung von u_{it} die Standardabweichung σ_t von $\log(y_{it})$ einem konstanten Wert σ nähert. Die Standardabweichung σ_t fällt im Zeitablauf, wenn sie zu Beginn über dem σ -Wert ist, und steigt, wenn sie unterhalb des σ -Wertes liegt. β -Konvergenz muß daher nicht σ -Konvergenz im Sinne eines fallenden σ_t -Wertes bedeuten. Insofern ist β -Konvergenz eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für σ -Konvergenz [vgl. Sala-i-Martin 1994].

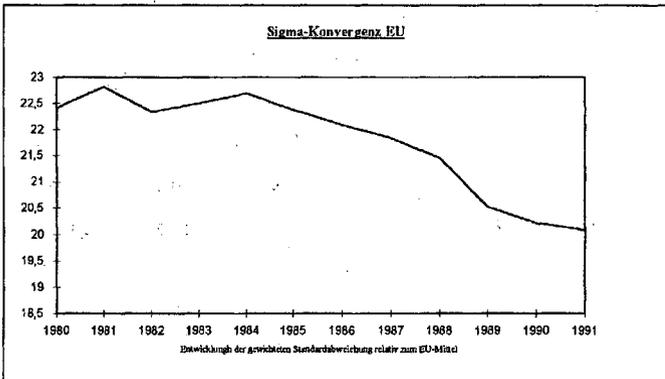
Zur Beschreibung der Entwicklung der regionalen Disparitäten in der Europäischen Union wird die Standardabweichung mit der regionalen Bevölkerungsgröße gewichtet. Zudem ist das

Pro-Kopf-Einkommen in Prozent des EU-Durchschnitts angegeben. Das Disparitätsmaß lautet dann:

$$S_i = \sqrt{\left(\frac{y_{it}}{y_t} * 100 - 100\right)^2 \frac{P_i}{P}} \quad (12)$$

wobei y_{it} das regionale Pro-Kopf-Einkommen in Region i zum Zeitpunkt t , y_t das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen in der Europäischen Union, P_i die durchschnittliche Bevölkerungshöhe in Region i und P die Durchschnittsbevölkerung in der Europäischen Union angeben [vgl. Kommission 1991, S. 19].

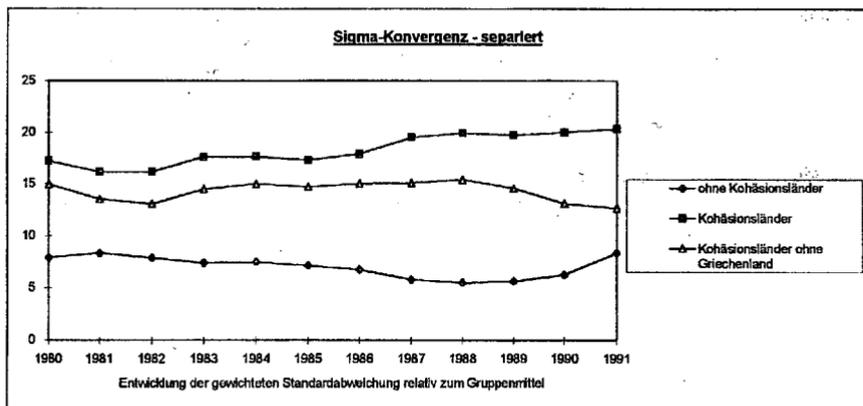
Abbildung 3: σ - Konvergenz auf Länderebene



Betrachtet man die Entwicklung der gewichteten Standardabweichung auf Ebene der Mitgliedstaaten für den Zeitraum 1980-1991, so ist insgesamt ein klare Tendenz zum Abbau der zwischenstaatlichen Disparitäten festzustellen.³⁰ Allerdings ist der Verlauf in den frühen 80er Jahren etwas erratisch und läßt auf eine gewisse Persistenz räumlicher Disparitäten schließen (vgl. Abbildung 3). In der zweiten Hälfte der 80er Jahre ist bis 1989 ein zunehmender Rückgang der gewichteten Standardabweichung zu beobachten, der sich dann zu Beginn der 90er Jahre wieder verlangsamt.

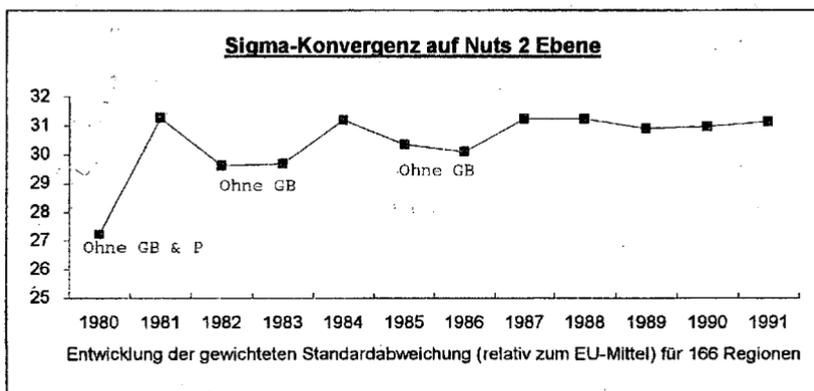
³⁰ Entsprechendes gilt auch, wenn auf Ebene der Mitgliedstaaten die Standardabweichungen nicht mit der jeweiligen Bevölkerungsgröße gewichtet werden.

Abbildung 4: σ -Konvergenz auf Länderebene, separiert nach Ländergruppen



Wird nach Ländergruppen separiert, ergibt sich für die Gruppe der Nicht-Kohäsionsländer ein leichter Rückgang der Standardabweichung auf einem relativ niedrigen Niveau bis Ende der 80er Jahre. Ab 1989 steigt das Disparitätsmaß deutlich an. Für die Gruppe der Kohäsionsländer ist insgesamt eine Erhöhung der Standardabweichung zu beobachten, die im wesentlichen von Griechenland verursacht wird, wie die Auslassung Griechenlands aus dieser Gruppe verdeutlicht.

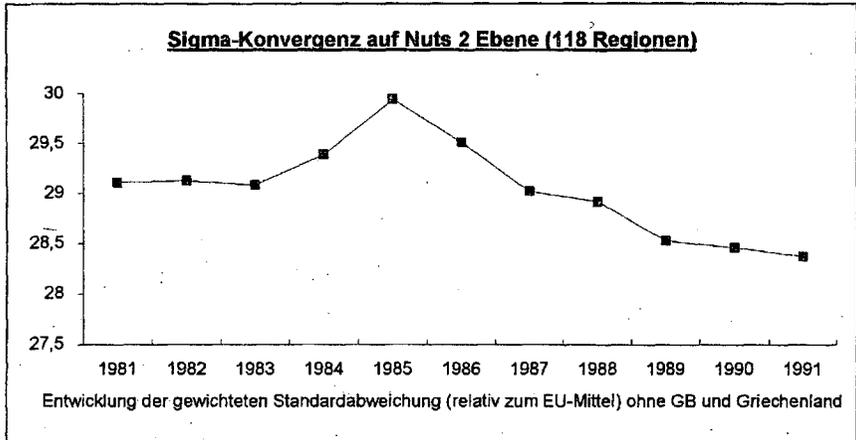
Abbildung 5: σ -Konvergenz auf Nuts 2 Ebene



Auf regionaler Ebene kann unter Einbeziehung aller 166 Regionen keine klare Tendenz zum Abbau regionaler Disparitäten nachgewiesen werden (Abbildung 5). Dabei ist zu beachten, daß

für das Jahr 1980 keine Angaben für Großbritannien und Portugal vorliegen, ebenso nicht für Großbritannien in den Jahren 1982, 83, 85, 86. Diese Auslassungen führen zu deutlichen Niveaushiftungen im Kurvenverlauf, die darauf hindeuten, daß die britischen Regionen erheblich zur Erhöhung der Standardabweichung in der Europäischen Union beitragen.³¹

Abbildung 6: σ -Konvergenz auf Nuts 2 Ebene ohne Griechenland und Großbritannien



In Abbildung 6 sind die britischen und griechischen Regionen weggelassen. Bis 1985 ist auf regionaler Ebene eine eindeutige Verschärfung der regionalen Disparitäten festzustellen. Anschließend fällt die Kurve jedoch deutlich ab, so daß insgesamt für den Zeitraum 1981-1991 eine Verringerung der regionalen Disparität zu beobachten ist.³²

Allgemein unterstützt die Analyse der σ -Konvergenz die Ergebnisse der Regressionsanalyse. Sie bestätigt einen allgemeinen Abbau regionaler Disparitäten in der Europäischen Union, der auf Länderebene stärker ausgeprägt ist als auf regionaler Ebene, wenngleich dieser Prozeß insgesamt relativ langsam verläuft.³³

³¹ Betrachtet man die Entwicklung der regionalen Standardabweichungen, ohne die Regionen nach ihrer Bevölkerungsgröße zu gewichten, ist für die gesamte Europäische Union eine Verschärfung der regionalen Disparitäten zu beobachten. Das deutet darauf hin, daß vor allem die dünn besiedelten ländlichen Regionen im Wachstum relativ zurückgeblieben sind.

³² Entsprechendes gilt auch, wenn die britischen Regionen einbezogen werden.

³³ Quah [1994] weist darauf hin, daß das Konzept der σ -Konvergenz nicht danach differenziert, ob eine Region ein andere Region (stochastisch) überholt. Rangverschiebungen werden also nicht berücksichtigt. Für den

Gleichzeitig wird deutlich, daß der Konvergenzprozeß nicht „glatt“ verläuft. Insbesondere die frühen 80er Jahre sind von einer großen Instabilität in der Einkommensentwicklung geprägt, was die These untermauert, daß ein ungünstiges konjunkturelles Umfeld die Tendenz zum Abbau regionaler Disparitäten negativ beeinflusst. Der deutliche Rückgang des Disparitätsmaßes ab Mitte der 80er Jahre, die von einem Liberalisierungsschock eingeleitet wurden bei einem konjunkturell stabilen Umfeld, stützen die These, daß die europäische Integration den allgemeinen Konvergenzprozeß (bis zu einem gewissen Niveau) in der Europäischen Union begünstigt.³⁴ Spanien und Portugal erzielten nach ihrem Beitritt im Jahr 1986 überdurchschnittliche Wachstumsraten. Beide Länder setzten die Binnenmarktregelungen zügig um und führten makroökonomische Stabilisierungsprogramme durch. Ebenso kann auch für Irland seit 1986 ein überdurchschnittliches Wachstum ermittelt werden [vgl. Eurostat 1994].³⁵ Eine Ausnahme stellt Griechenland dar, das den Strukturwandel und die Liberalisierung der Märkte nicht in dem Maße wie die anderen Länder der Europäischen Union (insbesondere wie Spanien und Portugal) betrieben hat [Schrader, Laaser 1994]. Die Verschlechterung der Einkommensposition der griechischen Regionen gegenüber dem EU-Durchschnitt stützt vor diesem Hintergrund die These von einem positiven Zusammenhang zwischen Konvergenz und Liberalisierung.

4.2 Eine Zeitreihen-Querschnittsanalyse

In Anlehnung an Ben-David [1993, 1994] wird im folgenden die Analyse der Einkommensentwicklung im betrachteten Zeitraum modifiziert. Dabei sollen genauere statistische Eigenschaften des Konvergenzprozesses ermittelt werden. Das Ausmaß an regionaler Disparität wird durch folgende Gleichung bestimmt:

betrachteten Zeitraum zeigt die Datenlage jedoch eine relative Stabilität in der Rangfolge insbesondere am Ende sowie am Anfang der Einkommensskala (vgl. Tabellen A1 und A2). Insofern dürfte für die hier interessierende Fragestellung die von Quah vorgeschlagene Methode keine wesentlich neuen Erkenntnisse liefern (vgl. Fußnote 29, ebenso die auf der Basis von Quah durchgeführte Analyse in Neven und Gouyette 1993).

³⁴ Eine ähnliche Entwicklung gilt auch für die Produktivitätsunterschiede zwischen den Mitgliedstaaten, gemessen am BIP je Erwerbstätigen [Kommission 1994].

³⁵ Die Gründe für die überdurchschnittliche Wachstumsperformance sind vielfältig: Neben einer erfolgreichen Stabilisierungspolitik dürften vor allem gestiegene Direktinvestitionen und eine lebhaftere Ausfuhrfähigkeit dafür verantwortlich sein. Speziell für Irland kam es Ende der 80er Jahre zu einem beträchtlichen Bevölkerungsrückgang und damit zu einer Erhöhung des Pro-Kopf-BIP [Kommission 1994].

$$y_{it} - y'_t = \theta(y_{i,t-1} - y'_{t-1}) \quad (13)$$

wobei y_{it} das logarithmierte Pro-Kopf-Einkommen in Region i und y'_t den Durchschnitt der (ungewichteten) logarithmierten Pro-Kopf-Einkommen im Zeitpunkt t angeben. Ist der Koeffizient $\theta < 1$, so hat sich in der Folgeperiode die betreffende Region dem Gesamtdurchschnitt angenähert; das Ausmaß der regionalen Disparität wurde reduziert. Umgekehrt impliziert $\theta > 1$ Einkommensdivergenz. Der Quotient aus $\log 0,5$ und $\log \theta$ gibt die Anzahl der Jahre an, in der das durchschnittliche Disparitätsniveau um die Hälfte verringert wird.³⁶ Entsprechend ist der Quotient aus $0,5 \log \theta$ und $\log 0,5$ ein Schätzer für die durchschnittliche jährliche Konvergenzrate [Ben-David 1993].

Der „Konvergenzparameter“ θ wurde auf der Grundlage folgender Gleichung geschätzt:

$$y_{it} - y'_t = \alpha + \theta(y_{i,t-1} - y'_{t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Alternativ wird der Konvergenzparameter in Gleichung (14) unter Verwendung der Beträge der Differenzen sowie quadrierter Differenzen geschätzt. In beiden Varianten gehen Vorzeichenwechsel in der Form, daß z.B. eine Region, die zum Zeitpunkt $t-1$ ein unterdurchschnittliches Einkommen hatte und zum Zeitpunkt t ein überdurchschnittliches Einkommen aufweist, nicht in die Berechnung von θ ein. Es wird lediglich die Annäherung an den EU-Durchschnitt untersucht, unabhängig davon, ob der EU-Durchschnitt über- bzw. unterschritten wird. Abweichungen in den berechneten θ -Werten deuten darauf hin, daß es zu Rangverschiebungen der Regionen im Mittelfeld der Einkommensskala gekommen ist. Durch das Quadrieren der Differenzen werden zudem die Regionen, deren Pro-Kopf-Einkommen relativ stark vom EU-Mittel abweicht, stärker gewichtet.³⁷

³⁶ Sei $z_t = y_t - y'_t$. Dann gilt nach Gleichung (13) $z_{t+1} = \theta z_t$, und somit auch $z_{t+x} = \theta^x z_t$. Wird $z_{t+x} = 0,5 z_t$ gesetzt, so erhält man $0,5 z_t = \theta^x z_t$. Logarithmieren und dividieren durch $\log \theta$ ergibt dann die Halbwertszeit $x = \log 0,5 / \log \theta$.

³⁷ Werden beide Seiten von Gleichung (13) quadriert und über alle Länder aufsummiert, so erhält man die Beziehung zwischen σ_t und σ_{t+1} , wobei $\theta < 1$ die Rate angibt, mit der das durchschnittliche Disparitätsniveau abnimmt [Ben-David 1993].

In Tabelle 3 sind die errechneten Konvergenzparameter für die Länderebene zusammengefaßt. Der erste Wert in der zweiten Spalte gibt jeweils den aus der Basisgleichung (14) ermittelten Wert an, der zweite Wert bezieht sich auf absolute Differenzbeträge, der dritte auf quadrierte Abweichungen. In der dritten Spalte ist angegeben, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Nullhypothese, daß $\theta \geq 1$, nicht abgelehnt werden kann. Spalte 4 gibt die berechnete Halbwertszeit und die jährliche Konvergenzrate an, so wie sie aus der Basisgleichung (13) errechnet werden kann.

Der θ -Wert für alle 12 Länder ist recht hoch, so daß die Nullhypothese einer nicht konvergenten Einkommensentwicklung nicht abgelehnt werden kann (Signifikanzniveau 13%). Für die absoluten bzw. quadrierten Abweichungen ergeben sich sogar Werte größer als eins, die eine divergente Einkommensentwicklung anzeigen. Bei Auslassung Griechenlands stellt sich die Situation wesentlich anders dar: Der θ -Wert ist mit 0,984 signifikant kleiner als 1, was einer Halbwertszeit von 43 Jahren und einer jährlichen, durchschnittlichen Konvergenzrate von 1,16 % entspricht.

Tabelle 3: Konvergenzparameter auf nationaler Ebene für den Zeitraum 1980-1991 bezogen auf den EU-Durchschnitt

Länder	θ -Werte	($H_0: \theta \geq 1$)	Halbwertszeit Konvergenzrate
12 Länder	0,9946	0,13	128 0,0039
	1,01	0,17	
	1,014	0,085	
Ohne Griechenland	0,984	0,00325	43 0,0116
	0,987	0,18	
	0,9712	0,0165	

Die schattierten Bereiche beziehen sich auf θ -Werte, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5% aufweisen.

Tabelle 4 gibt die entsprechenden Werte auf regionaler Ebene für verschiedene Ländergruppen an. Werden alle 166 Regionen berücksichtigt, ergibt sich ein äußerst langsamer Konvergenzprozeß mit einem θ -Wert von 0,993, was einer Halbwertszeit von 98 Jahren entspricht. Die deutlich niedrigeren Werte bei der absoluten bzw. bei der quadrierten Abweichung deuten darauf hin, daß der höhere θ -Wert darauf zurückzuführen ist, daß einige

Regionen gemessen am EU-Durchschnitt einen Vorzeichenwechsel erfahren haben und somit von einem überdurchschnittlichen auf ein unterdurchschnittliches Einkommensniveau zurückgefallen sind bzw. das EU-Mittel „von unten“ überschritten haben.

Ohne Griechenland ist der Konvergenzparameter wieder deutlich niedriger. Für die Gruppe der Nicht-Kohäsionsländer ergibt sich ein leicht höherer θ -Wert als für die Gesamtheit der Regionen. Daraus ist zu schließen, daß die Kohäsionsländer (ohne Griechenland) entscheidend zum allgemeinen Konvergenzprozeß in der Europäischen Union beigetragen haben.

Tabelle 4: Konvergenzparameter auf regionaler Ebene für den Zeitraum 1980-1991 bezogen auf den EU-Durchschnitt

Regionen	θ -Werte	$(H_0: \theta \geq 1)$	Halbwertszeit Konvergenzrate
166 Regionen	0,993	0,0048	98 0,0051
	0,987	0,00051	
	0,979	0,000035	
Ohne Griechenland: 152 Regionen	0,989	0,0002	62 0,008
	0,983	0,00005	
	0,975	0,000012	
Ohne Kohäsionsländer: 129 Regionen	0,996	0,19	172 0,0029
	0,986	0,0024	
	0,975	0,0000345	

Die schattierten Bereiche beziehen sich auf θ -Werte, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5% aufweisen.

Tabelle 5 faßt die Konvergenzparameter für den Zeitraum 1986-1991 zusammen. Ein Vergleich mit Tabelle 4 bestätigt die bereits oben aufgestellte These, daß der Beitritt Spaniens und Portugals sowie das Binnenmarktprogramm den Abbau regionaler Disparitäten eher gefördert hat. Die θ -Werte für alle 166 Regionen und für die 153 Regionen ohne Griechenland sind zum Teil deutlich niedriger als für den Zeitraum 1980-1991.³⁸

³⁸ Entsprechend weist Ben-David [1993] anhand unterschiedlicher Ländergruppen (EG, EFTA, OECD, Nordamerika) eine ausgeprägte Koinzidenz von Liberalisierung und verstärkter Konvergenz nach. Insbesondere kann für die Anfangszeit der EG, in der (fast) alle Mengenbeschränkungen und Zölle abgebaut wurden, eine erhebliche Verringerung der Einkommensvarianz nachgewiesen werden.

Allein für die Gruppe der Nicht-Kohäsionsländer weist der erste θ -Wert einen leicht höheren Wert auf (wobei die anderen beiden θ -Werte niedriger sind), was folgern läßt, daß die Liberalisierung für die Regionen der Nicht-Kohäsionsländer keinen weiteren Konvergenzschub gebracht hat. Offenbar ist hier das Konvergenzpotential weitgehend ausgeschöpft, so daß sich die Regionen auf einem relativ (gleich) hohen Pro-Kopf-Einkommensniveau nur noch sehr langsam annähern und auch Vorzeichenwechsel gemäß Gleichung (13) häufiger auftreten.

Tabelle 5: Konvergenzparameter auf regionaler Ebene für den Zeitraum 1986-1991 bezogen auf den EU-Durchschnitt

Regionen	θ -Werte	($H_0: \theta \geq 1$)	Halbwertszeit Konvergenzrate
166 Regionen	0,992	0,0085	86 0,0058
	0,9934	0,075	
	0,9936	0,115	
Ohne Griechenland: 152 Regionen	0,978	0,00000	31 0,016
	0,971	0,00000	
	0,957	0,000000	
Ohne Kohäsionsländer: 129 Regionen	0,9997	0,492	2310 0,0002
	0,979	0,00175	
	0,968	0,00014	

Die schattierten Bereiche beziehen sich auf θ -Werte, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5% aufweisen.

Insgesamt bestätigt die Zeitreihen-Querschnittsanalyse die Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen sowohl auf nationaler als auch auf regionaler Ebene. Im Vergleich zu den auf Basis von Durchschnittsgrößen errechneten Konvergenzraten (β -Analyse) sind hier die berechneten Konvergenzparameter in der Regel kleiner: So ergab die β -Analyse auf regionaler Ebene im unkonditionierten Modell für den Zeitraum 1981-1991 einen β -Wert von 0,67% bzw. 1,2% ohne Griechenland; die entsprechenden Konvergenzraten der Zeitreihen-Querschnittsanalyse (1980-1991) lauten 0,51% bzw. 0,8%. Für die zweite Hälfte der 80er Jahre betragen die Konvergenzraten nach der β -Analyse 0,57% bzw. 2,1% (ohne Griechenland) sowie 0,58% bzw. 1,6% nach der Zeitreihen-Querschnittsanalyse.

Die in der Regel geringeren Konvergenzraten der Zeitreihen-Querschnittsanalyse sind darauf zurückzuführen, daß die Konvergenz in der Europäischen Union nicht glatt verläuft (vgl.

Abbildung 4 und 5). Dies impliziert eine Instabilität der berechneten Konvergenzparameter bezüglich der zugrundeliegenden Teilzeiträume, welche in der auf Durchschnittswerten basierenden β -Analyse stärker ausgeprägt ist. Auch die Zeitreihen-Querschnittsanalyse stützt die These, nach der die Liberalisierung in der zweiten Hälfte der 80er Jahre zu einer Intensivierung der interregionalen Konvergenz in der Europäischen Union beigetragen hat.

5. Wirtschaftspolitische Implikationen

Insgesamt kann für die Europäische Union ein Konvergenzprozeß nachgewiesen werden, der insbesondere auf regionaler Ebene recht langsam verläuft: Die β -Konvergenzrate beträgt auf Ebene der Mitgliedsländer für die Zeit von 1981-1991 im unkonditionierten Modell 0,67% pro Jahr, mit einem Dummy für Griechenland knapp 1,8%. Auf regionaler Ebene beträgt die unkonditionierte Konvergenzrate 0,34% pro Jahr, konditioniert mit Länderdummies 1%. Eine Konditionierung mit Hilfe von Clubdummies für die 25 ärmsten bzw. reichsten Regionen erhöht die Konvergenzraten beträchtlich. Die Tendenz zur allgemeinen Konvergenz wird auch durch die σ -Konvergenz-Analyse untermauert, die vor allem für die zweite Hälfte der 80er Jahre einen deutlichen Abbau der (gewichteten) Standardabweichungen ergibt. Entsprechend liefert die Zeitreihen-Querschnittsanalyse für den gleichen Zeitraum auf regionaler Ebene (unkonditionierte) Konvergenzraten von 0,58% bzw. 1.6% ohne Griechenland. Dabei gehen wesentliche Impulse für die interregionale Konvergenz insbesondere von den Kohäsionsländern Irland, Portugal und Spanien aus, die sich in der zweiten Hälfte der 80er Jahre verstärkt haben. Die interregionale Konvergenz allein unter den Nicht-Kohäsionsländern ist dagegen relativ gering. Vereinzelt ist eine Zunahme regionaler Disparitäten zu beobachten, was insbesondere für die Regionen Griechenlands gilt. Eine systematische Benachteiligung einzelner Mitgliedstaaten durch den europäischen Integrationsprozeß ist jedoch nicht nachzuweisen.

Mit dem neoklassischen Wachstumsmodell ist die langsame Konvergenzrate nur zu vereinbaren, wenn ein breiter Kapitalbegriff zugrundegelegt wird, der neben physischem (privatem) Kapital auch andere akkumulierbaren Faktoren umfaßt wie Humankapital und öffentliches Kapital. Dann nehmen die Grenzerträge der akkumulierbaren Faktoren im Zeitablauf langsam ab. Welche Konsequenzen für die Bewertung des zwischenstaatlichen Finanzausgleichs in der Europäischen Union lassen sich daraus ableiten?

Unterscheiden sich zwei Regionen etwa aufgrund ungleicher Ausstattungsbedingungen in der Grenzproduktivität akkumulierbarer Faktoren, so wird unter sonst gleichen Bedingungen die Region mit der höheren Grenzproduktivität im Zeitablauf mehr akkumulieren und somit

schneller wachsen als die Region mit niedriger Grenzproduktivität. In einer solchen Situation wird die räumliche Effizienz und somit das gesamtwirtschaftliche Sozialprodukt gesteigert, wenn mobile Faktoren in die Region mit der höheren Grenzproduktivität wandern; der Konvergenzprozeß wird dadurch beschleunigt. Entsprechendes würde auch für staatliche Ressourcen gelten: Anstatt die Steuergelder in der Region mit der geringeren Grenzproduktivität öffentlichen Kapitals zu investieren, könnte über einen Steuertransfer die räumliche Effizienz gesteigert werden, wenn verstärkt in der Region mit der geringeren Ausstattung an öffentlichem Kapital investiert wird.³⁹ In einem solchen Fall wären also Effizienz- und Verteilungsziel (ausgedrückt im realen Konvergenzprozeß) gleichgerichtet. Allerdings ist zu beachten, daß unter diesen Bedingungen die rückständige Region ohnehin zum gleichen Steady State wie die reiche Region konvergiert. Der Finanzausgleich wäre zwar effizienzsteigernd, aber kohäsionspolitisch nicht notwendig. Das widerspricht der Einschätzung von Neven und Gouyette [1993], derzufolge bei Relevanz des neoklassischen Modells und somit bei Existenz abnehmender Grenzerträge Regionalpolitik aus Effizienzgründen nur schwer zu rechtfertigen ist. Aus Effizienzgründen wäre sie es in einer First-Best-Welt sehr wohl, aber aus Verteilungsgründen nicht notwendig, da eine Angleichung ohnehin automatisch erfolgt. Wenn dagegen abnehmende Grenzerträge im Zeitablauf nur langsam einsetzen, sind die Effizienzgewinne einer räumlichen Reallokation von Faktoren klein. Bei nicht fallenden Grenzerträgen - etwa bedingt durch externe Effekte oder Skalenvorteile (Agglomerationsvorteile) - kann eine Angleichung der regionalen Pro-Kopf-Einkommen nur auf Kosten der räumlichen Effizienz erfolgen.

Akzeptiert man für die Europäische Union die vertraglich verankerte Vorgabe, räumliche Divergenzen zu verringern, so kann aus der Konvergenzanalyse für einige Nuts 2 Regionen ein Handlungsbedarf abgeleitet werden (vgl. Tabelle A1). In Verbindung mit der auf regionaler Ebene zu beobachtenden langsamen Konvergenzgeschwindigkeit rückt damit der Verteilungsaspekt in den Vordergrund, da jene Stimmen im zwischenstaatlichen Verhandlungsprozeß der Europäischen Union an Bedeutung gewinnen, die eine „gerechte“ regionale Verteilung der integrationsbedingten Effizienzgewinne fordern.

Eine Umverteilung von den „relativen Gewinnern“ der Integration an die „benachteiligten Regionen“ dürfte vor diesem Hintergrund mit Effizienzverlusten verbunden sein: Zum einen lassen die ungünstigen politökonomischen Rahmenbedingungen in den Empfängerregionen

³⁹ Zur formalen Darstellung dieser Problematik siehe Homburg [1994].

sowie die mit Transfers verbundenen negativen Anreizwirkungen eine effiziente Mittelverwendung nicht erwarten. Zum anderen deutet gerade die relativ langsame Konvergenz auf regionaler Ebene bzw. die Verschlechterung einiger Regionen gegenüber dem EU-Durchschnitt darauf hin, daß fallende Grenzerträge nur schwach ausgeprägt sind bzw. standortspezifische (Deglomerations-) Nachteile bestehen, so daß bei einer verteilungsbedingten Faktorreallokation die räumliche Effizienz gemindert wird.

Daß einige Regionen mit im wesentlichen gleicher Ausgangsvoraussetzung eine unterschiedliche Wachstums-Performance erfahren haben, ist auch ein Beleg dafür, daß die nationale Wirtschaftspolitik für die Wachstumsbedingungen eine bedeutende Rolle spielt. Die Investitionserfolge in den achtziger Jahren in Spanien und Portugal gegenüber dem geringen Erfolg in Griechenland bei gleicher Konstellation von niedrigen Löhnen und intensiver Regionalpolitik sind hierfür ein Beispiel [Heinemann 1993].

Zur Herbeiführung realer Konvergenz wäre dann weniger ein Finanzausgleich erforderlich als die Anpassung struktureller Parameter wie die Verbesserung wirtschaftspolitischer Rahmenbedingungen (Abbau von Budgetdefiziten) oder die konsequente Umsetzung der im Rahmen des Binnenmarktprogramms beschlossenen Liberalisierungsmaßnahmen (was gerade in Griechenland nicht erfolgt ist).⁴⁰

Abgesehen von der Frage, ob interregionale Transfers überhaupt notwendig bzw. geeignet sind, um bestehende regionale Disparitäten zu beseitigen, ohne dabei die räumliche Effizienz in

⁴⁰ Ähnlich kann auch argumentiert werden im Hinblick auf die Frage, ob interregionale Transfers notwendig sind, um in einer Europäischen Währungsunion von asymmetrischen Schocks betroffene Regionen oder Mitgliedstaaten zu stabilisieren. Die Konvergenzanalyse für die Europäische Union hat gezeigt, daß insbesondere der „Liberalisierungsschock“ in der Mitte der 80er Jahre in einer sonst konjunkturell stabilen Phase nicht zu einer Zunahme der Divergenz zwischen den Mitgliedstaaten geführt hat, die durch Realignments im EWS hätten abgefedert werden können. Die Standardabweichung der Pro-Kopf-Einkommen ist insbesondere seit Mitte der achtziger Jahre deutlich gefallen. Allerdings reicht die Datenlage noch nicht aus, um die Stabilität des Wachstumspfad (Tendenz zur „mean reversion“) in der Europäischen Union bestimmen zu können. Dazu bedarf es weitergehender Analysen insbesondere im Rahmen der Cointegrationstheorie. Ein Finanzausgleich kann in diesem Zusammenhang kein Ersatz für die notwendigen Relativpreisänderungen bei einem permanenten asymmetrischen Schock sein. Anders mag die Bewertung sein, wenn es um die kurzfristige Stabilisierung des Einkommensverlaufs geht. Zum einen besteht dann das Problem, zwischen einem kurzfristigen und einem permanenten Schock zu differenzieren. Zum anderen muß aufgrund der „Lag-Problematik“ die Eignung fiskalpolitischer Maßnahmen grundsätzlich in Frage gestellt werden [vgl. Bean 1992]. Zudem geht das Problem der makroökonomischen Stabilisierung über das hier zugrundeliegende (langfristige) Kohäsionsverständnis hinaus.

der Europäischen Union zu beeinträchtigen, ist die Verantwortlichkeit für eine solche Politik zu klären. Damit ist die fiskalföderalistische Problematik in der Europäischen Union angesprochen. Nach der Theorie des Fiskalföderalismus sollte prinzipiell jeder Mitgliedstaat für seine eigene Regionalpolitik und somit für die nationale Umverteilung von Ressourcen verantwortlich sein. In Verbindung mit der Feststellung, daß auf Länderebene die Pro-Kopf-Einkommen konvergieren, und somit kein Mitgliedstaat systematisch durch die Integration benachteiligt wird, ist eine länderübergreifende Regionalpolitik mit supranationaler Verantwortlichkeit nicht zu rechtfertigen.

Geht man allerdings davon aus, daß die Integration zumindest eine verstärkte Hilfe für einige Problemregionen notwendig macht und berücksichtigt, daß die Verschuldungsgrenzen im Rahmen der angestrebten Währungsunion eine nationale Regionalpolitik in einigen rückständigen Mitgliedstaaten erschwert, so kann ein zwischenstaatlicher Finanzausgleich mit dem Kohäsionsziel begründet werden. Aber auch dann ist eine Verlagerung regionalpolitischer Kompetenzen auf die EU-Ebene nicht angezeigt. Denn dies würde implizieren, daß die Kosten-Nutzen-Analyse einer zentralen Verantwortlichkeit günstiger ausfallen würde, als bei dezentraler Verantwortlichkeit der Mitgliedstaaten. Ein solcher Nachweis ist allerdings nicht zu erbringen. Vielmehr sprechen Effizienzaspekte für eine möglichst dezentrale Ausgestaltung des europäischen Finanzausgleichs [Thomas 1994].

Die politisch motivierte Umverteilung impliziert daher keine supranationale Kompetenz für einen europaweiten Finanzausgleich im allgemeinen und für eine europäische Regionalpolitik im besonderen. Die Durchführung der Regionalpolitik sollte eine nationale Angelegenheit sein. Ein Finanzausgleich auf europäischer Ebene ist vor diesem Hintergrund allokationstheoretisch und empirisch nicht fundiert.

Anhang A: Herleitung der Steady-State-Bedingungen

Die intertemporale Nutzenfunktion des repräsentativen Haushalts, ausgedrückt in Pro-Kopf-Einheiten, lautet:

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{\rho t} e^{-\rho t} dt \quad \text{mit} \quad u(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (\text{A1})$$

mit $c=C/L$. Um die Nutzenfunktion in Effizienzeinheiten auszudrücken (vgl. Gleichung 5), wird folgende Umformung in (A1) eingesetzt:

$$c = \frac{C}{L} = \frac{C}{L^{\circ}} \frac{L^{\circ}}{L} = c^{\circ} \frac{L e^{gt}}{L} = c^{\circ} e^{gt} \quad (\text{A2})$$

Der intertemporale Maximierungsansatz ergibt die Hamilton-Funktion

$$H = e^{-(\rho-n)t} \left[\frac{(c^{\circ} e^{gt})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] + v [f(k^{\circ}) - c^{\circ} - (n+g+\delta)k^{\circ}] \quad (\text{A3})$$

Die Bedingungen erster Ordnung lauten dann

$$H_{c^{\circ}} = 0 = e^{-(\rho-n)t+gt} [c^{\circ} e^{gt}]^{-\sigma} - v = 0 \quad (\text{A4})$$

$$H_{k^{\circ}} = -\dot{v} \Leftrightarrow \dot{v} = -v [f'(k^{\circ}) - n - g - \delta] \quad (\text{A5})$$

$$\text{TVC} \lim_{t \rightarrow \infty} (k^{\circ} v) = 0 \quad (\text{A6})$$

mit $k^{\circ}(0) > 0$.

(A6) beschreibt die Transversalitätsbedingung. Sie verlangt, daß $f'(k^{\circ}) > n + g$, da sonst der Schattenpreis v mit der Zeit gegen unendlich geht, und dann das Produkt $k^{\circ}v$ nicht mehr gegen null konvergiert. Die Transversalitätsbedingung ist immer erfüllt, wenn $U(0)$ begrenzt ist, d.h. der Ausdruck innerhalb des Integrals strebt gegen null, wenn t gegen unendlich geht:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-n-g(1-\sigma))t} \frac{c^{\circ 1-\sigma}}{1-\sigma} - \lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-n-g(1-\sigma))t} \frac{1}{1-\sigma} \quad (\text{A7})$$

Das ist dann erfüllt, wenn $\rho > n+g(1-\sigma) > n$.

Logarithmieren von (A4) ergibt

$$-(\rho-n)t - gt(1-\sigma) - \sigma \log c^{\circ} = \log v$$

Durch Ableiten nach der Zeit t erhält man

$$-(\rho-n) + g(1-\sigma) - \sigma \frac{c^{\circ}}{c^{\circ}} = \frac{\dot{v}}{v}$$

$$\frac{c^o}{c^o} = \frac{1}{\sigma} \left[-\rho + n + g - g\sigma - \frac{\dot{v}}{v} \right] \quad (\text{A8})$$

Einsetzen in (A5) ergibt die Entwicklungsgleichung (7) für den Konsum

$$\frac{c^o}{c^o} = \frac{1}{\sigma} [f'(k^o) - \delta - \rho - g\sigma] \quad (7)$$

Da im Steady State alle Variablen mit einer konstanten Rate wachsen, muß Gleichung (7) im Steady State null sein. Daraus folgt die Steady State Bedingung (8).

Die Entwicklung zum Steady State ist also dadurch charakterisiert, daß stets die Bedingung

$\rho + \sigma \frac{c^o}{c^o} = f'(k^o) - \delta - g\sigma$ erfüllt ist. Dabei repräsentiert die linke Seite den Grenznutzen aus

heutigem Konsum, wobei der Diskontierungsfaktor ρ die Präferenz für heutigen Konsum angibt und σ die Präferenz für einen geglätteten Konsumverlauf. Wird etwa für die Zukunft ein

höherer Konsum ($\frac{c^o}{c^o} > 0$) erwartet, so begehrt der repräsentative Haushalt bereits heute mehr

zu konsumieren. Die rechte Seite bringt den Grenznutzen des Sparens zum Ausdruck: Es ist das Grenzprodukt des Kapitals, vermindert um die Abschreibungsrate und um die mit der intertemporalen Substitutionselastizität bewertete Rate des technischen Fortschritts. Bei marginaler Betrachtungsweise ist demzufolge der optimierende Haushalt indifferent zwischen Konsum und Investition.

Wird in Gleichung (7) die in Gleichung (4') spezifizierte Cobb-Douglas Technologie⁴¹ eingesetzt, so beträgt die Wachstumsrate

$$\frac{c^o}{c^o} = \frac{1}{\sigma} (\alpha k^{\alpha - (1-\alpha)} - \rho - \delta - \sigma g) \quad (\text{A9})$$

Zusammen mit der Kapitalakkumulationsgleichung beschreibt (A9) ein System mit zwei Differentialgleichungen, das sattelpfadstabil ist. Es existiert also ein k^{o*} , bei dem sowohl das Kapital pro Kopf als auch der Konsum pro Kopf, ausgedrückt in Effizienzeinheiten, nicht mehr wächst. Dagegen wachsen im Steady State alle Niveauvariablen mit einer Rate, die sich additiv aus dem Bevölkerungswachstum und dem technischen Fortschritt zusammensetzt.

⁴¹ Die Cobb-Douglas Produktionsfunktion erfüllt die Inada-Bedingungen $f(0)=0$, $f'(k)>0$, $f''(k)<0$, $f'(0)=\infty$, $f'(\infty)=0$.

Anhang B: Herleitung der Regressionsgleichung

In die Bedingungen erster Ordnung (5) und (7) wird im folgenden die Cobb-Douglas Produktionsfunktion (4') eingesetzt, so daß

$$\dot{k}^o = k^{o\alpha} - (n + \delta + g)k^o - c^o \quad (5')$$

$$\frac{\dot{c}^o}{c^o} = \frac{1}{\sigma} \left[\alpha k^{o\alpha-1} - (\rho + \delta + \sigma g) \right] \quad (7')$$

Wenn alle Variablen in Logarithmus-Form ausgedrückt werden, erhält man

$$\log(\dot{c}^o) = \frac{1}{\sigma} \left[\alpha e^{-(1-\alpha)\log k^o} - (\rho + \delta + \sigma g) \right] \quad (B1)$$

$$\log(\dot{k}^o) = -e^{(\log c^o - \log k^o)} + e^{-(1-\alpha)\log k^o} - (n + \delta + g) \quad (B2)$$

Für $c = \log(c^o)$ und $k = \log(k^o)$ lautet das System [vgl. Sala-i-Martin 1990, S. 81ff.]

$$\dot{c} = \frac{1}{\sigma} \left[\alpha e^{-(1-\alpha)k} - (\rho + \delta + \sigma g) \right] \quad (B1')$$

$$\dot{k} = -e^{(c-k)} + e^{-(1-\alpha)k} - (n + \delta + g) \quad (B2')$$

Im Steady State gilt dann $\dot{c} = \dot{k} = 0$, woraus folgt

$$\alpha e^{-(1-\alpha)k^*} = \delta + \rho + \sigma g \quad (B3)$$

$$e^{(c^*-k^*)} = \alpha e^{-(1-\alpha)k^*} - (n + \delta + g) = h \quad (B4)$$

mit $h = (\delta + \rho + \sigma g) / \alpha - (n + \delta + g)$.

Durch eine lineare Taylor-Approximation der beiden Entwicklungsgleichungen (B1') und (B2') um die Steady State Werte (B3) und (B4) erhält man

$$\dot{c} = -\lambda(k - k^*) \quad (B5)$$

$$\dot{k} = -h(c - c^*) + [\rho - n - (1 - \sigma)g](k - k^*) \quad (B6)$$

mit $\lambda = (1/\sigma)(1-\alpha)(\delta + \sigma g + \rho)$. Aus diesem linearen System mit zwei Differentialgleichungen können die Eigenwerte berechnet werden:

$$\beta_1 = (1/2) \left\{ (\rho - n - (1 - \sigma)g) - [(\rho - n - (1 - \sigma)g)^2 + 4\lambda h]^{1/2} \right\} < 0 \quad (B7)$$

$$\beta_2 = (1/2) \left\{ (\rho - n - (1 - \sigma)g) + [(\rho - n - (1 - \sigma)g)^2 + 4\lambda h]^{1/2} \right\} > 0 \quad (B8)$$

Für Kapital ergibt sich daraus die folgende Lösung

$$k_t - k^* = \mu_1 e^{\beta_1 t} + \mu_2 e^{\beta_2 t} \quad (B9)$$

wobei μ_1 und μ_2 Konstanten sind. Da $\beta_2 > 0$, muß μ_2 null sein, damit k_t die Transversalitätsbedingung erfüllt. Die Konstante μ_1 kann dann aus der Anfangsbedingung errechnet werden. Gleichung (B9) gilt zu jedem Zeitpunkt, also auch für $t = 0$. Daraus folgt:

$$k_0 - k^* = \mu_1 e^0 = \mu_1 \quad (\text{B10})$$

Eingesetzt in (B9) führt zu der Lösung des Systems

$$k_t = k^* (1 - e^{-\beta_1 t}) + k_0 e^{-\beta_1 t} \quad (\text{B11})$$

Da $(1/\alpha) \log y_t^\circ = \log k_t^\circ$ erhält man durch Rücktransformation ($k = \log(k^\circ)$) den Output pro Kopf ausgedrückt in Effizienzeinheiten:

$$\log y_t^\circ = \log y_0^\circ (1 - e^{-\beta_1 t}) + \log y_0^\circ e^{-\beta_1 t} \quad (\text{B12})$$

Das entspricht der Gleichung (8) in Barro und Sala-i-Martin [1992, S. 225], auf der die Interpretation des positiven β -Wertes als Anpassungsgeschwindigkeit zum Steady State beruht.

Subtrahiert man auf beiden Seiten $\log y_0^\circ$, dividiert durch T und berücksichtigt, daß

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{y_t^\circ}{y_0^\circ} \right) = \frac{1}{T} \log \left(\frac{y_t}{y_0} \right) - g \quad (\text{B13})$$

so erhält man die durchschnittliche Wachstumsrate des Pro-Kopf-Outputs über den Zeitraum T, wie sie in Gleichung (9) für den Ausgangszeitpunkt $t-T$ und die Region i angegeben ist.

Tabellenanhang

Tabelle A1: Die 25 ärmsten Regionen (Nuts 2) 1981 und 1991, die mit einer „Lower-Clubdummy“ versehen worden sind.⁴²

Region (Nuts 2)	BIP/Kopf in % des EU-Mittels	
	1981	1991
392 Basilicata	0,714	0,693
393 Calabria	0,671	0,608
3A Sicilia	0,738	0,728
A11 Anatoliki, Makedonia	0,489	0,464
A12 Kentriki, Makedonia	0,537	0,488
A13 Dytiki, Makedonia	0,519	0,499
A14 Thessalia	0,536	0,467
A21 Ipeiros	0,434	0,389
A22 Ionia Nisia	0,490	0,452
A23 Dytiki Ellada	0,504	0,441
A24 Sterea Ellada	0,733	0,621
A25 Peloponnisos	0,600	0,508
A3 Attiki	0,585	0,571
A41 Voreio Aigaio	0,393	0,375
A42 Notio Aigaio	0,529	0,505
A43 Kriti	0,479	0,462
B11 Galicia	0,645	0,633
B41 Castilla-Leon	0,710	0,722
B42 Castilla-La Mancha	0,613	0,690
B43 Extremadura	0,471	0,541
B61 Andalucia	0,577	0,642
C11 Norte	0,474	0,556
C12 Centro	0,446	0,438
C13 Alentejo	0,441	0,370
C15 Algarve	0,521	0,535

⁴² Ausnahmen sind Irland, die Kanaren und die spanische Region Murcia, die 1981 noch zu den 25 ärmsten Regionen zählten, bis 1991 aber andere Regionen gemessen am Pro-Kopf-BIP in KKP überholen konnten. Für diese wurden die Regionen Basilicata, Sicilia und Castilla-Leon in den Club der 25 ärmsten Regionen aufgenommen, deren BIP/Kopf bis 1991 deutlich langsamer gewachsen ist. Nicht berücksichtigt wurde zudem die Region Ceuta Y Melilla, deren BIP/Kopf überdurchschnittlich stark gewachsen ist.

Tabelle A2: Die 25 reichsten Regionen (Nuts 2) 1981 und 1991, die mit einer „Upper-Clubdummy“ versehen worden sind.⁴³

Region (Nuts 2)	BIP/Kopf in % des EU-Mittels	
	1981	1991
12 Hamburg	2,019	2,173
13B Hannover	1,247	1,279
14 Bremen	1,621	1,649
151 Düsseldorf	1,384	1,327
16A Darmstadt	1,585	1,798
181 Stuttgart	1,463	1,489
182 Karlsruhe	1,336	1,344
191 Oberbayern	1,489	1,615
195 Mittelfranken	1,301	1,381
1B Berlin	1,372	1,282
21 Ile de France	1,745	1,787
311 Piemonte	1,278	1,278
312 Valle D'Aosta	1,386	1,380
313 Liguria	1,210	1,244
32 Lombardia	1,430	1,441
331 Trentino- Alto Adige	1,270	1,313
332 Veneto	1,190	1,261
333 Friuli-Venezia-Giulia	1,229	1,303
34 Emilia-Romagna	1,435	1,368
36 Lazio	1,151	1,261
411 Groeningen	2,519	1,449
502 Brabant	1,291	1,254
511 Antwerpen	1,349	1,350
53 Brüssel	1,813	1,772
6 Luxemburg	1,216	1,361

⁴³ Ausnahmen sind die Regionen Köln, Rheinhessen-Pfalz, Alsace und Noord-Holland, die 1991 nicht mehr der Gruppe der 25 reichsten Regionen angehörten. Statt dessen wurden Luxemburg, Liguria, Lazio und Veneto in den „Upper-Club“ aufgenommen. Einen Ausreißer stellt die Region Groeningen dar, die 1981 wegen der ihr zugerechneten gesamten niederländischen Erdgasproduktion mit großem Abstand reichste Region der EG war und aufgrund fallender Energiepreise bis 1991 gemessen am BIP/Kopf deutlich abfiel.

Tabelle A3: Auswertung der β -Konvergenz ohne Kohäsionsländer

	1981-1991	1981-1989	1981-1985	1986-1991
Unkonditioniert	$\beta = 0,00938$ (0,0055) $R^2 = 0,059$	$\beta = 0,026$ ($3,9e-7$) $R^2 = 0,18$	$\beta = -0,0011$ (0,78) $R^2 = 7,9e-4$	$\beta = 0,0035$ (0,47) $R^2 = 0,0055$
Länderdummies	$\beta = 0,0098$ (0,0057) $R^2 = 0,203$	$\beta = 0,018$ ($5,7e-4$) $R^2 = 0,347$	$\beta = -0,0035$ (0,348) $R^2 = 0,365$	$\beta = 0,00553$ (0,246) $R^2 = 0,212$
Clubdummies/ Industrie	$\beta = 0,0264$ ($3,9e-7$) $R^{2**} = 0,197$	$\beta = 0,049$ ($8,5e-10$) $R^{2**} = 0,283$	$\beta = 0,01$ (0,114) $R^{2**} = 0,079$	$\beta = 0,024$ (0,0042) $R^{2**} = 0,11$
Länderdummies/ Clubdummies	$\beta = 0,023$ ($4,1e-5$) $R^2 = 0,28$	$\beta = 0,033$ ($2,6e-5$) $R^2 = 0,397$	$\beta = 0,003$ (0,75) $R^2 = 0,38$	$\beta = 0,017$ (0,049) $R^2 = 0,256$

Tabelle A4: Auswertung der β -Konvergenz in den Kohäsionsländern

	1981-1991	1981-1989	1981-1985	1986-1991
Unkonditioniert	$\beta = -0,0012$ (0,107) $R^2 = 0,07$	$\beta = -0,0076$ (0,34) $R^2 = 0,0255$	$\beta = -0,013$ (0,36) $R^2 = 0,023$	$\beta = -0,018$ (0,087) $R^2 = 0,08$
Länderdummies	$\beta = 0,0135$ (0,12) $R^2 = 0,507$	$\beta = 0,017$ (0,12) $R^2 = 0,298$	$\beta = 0,0484$ (0,016) $R^2 = 0,203$	$\beta = 0,0054$ (0,56) $R^2 = 0,73$
Clubdummies/ Industrie	$\beta = 0,0113$ (0,41) $R^2 = 0,25$	$\beta = 0,014$ (0,37) $R^2 = 0,13$	$\beta = 0,034$ (0,19) $R^2 = 0,132$	$\beta = 0,0134$ (0,475) $R^2 = 0,24$
Länderdummies/ Clubdummies	$\beta = 0,031$ (0,022) $R^2 = 0,55$	$\beta = 0,037$ (0,0025) $R^2 = 0,355$	$\beta = 0,078$ (0,009) $R^2 = 0,245$	$\beta = 0,0122$ (0,38) $R^2 = 0,73$

Die Werte in den Klammern geben das Signifikanzniveau des geschätzten Parameters $b = (1 - e^{-\beta T})/T$ an, R^2 das zentrierte Bestimmtheitsmaß. Die schattierten Felder markieren jene Ergebnisse, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5 % aufweisen.

Tabelle A5: Auswertung der β -Konvergenz ohne Griechenland

	1981-1991	1981-1989	1981-1985	1986-1991
Unkonditioniert	$\beta = 0,012$ (6,4e-6) $R^2 = 0,127$	$\beta = 0,0156$ (1,46e-5) $R^2 = 0,118$	$\beta = 0,0053$ (0,18) $R^2 = 0,015$	$\beta = 0,021$ (1,9e-8) $R^2 = 0,235$
Länderdummies	$\beta = 0,0104$ (0,0033) $R^2 = 0,28$	$\beta = 0,0167$ (3,1e-4) $R^2 = 0,334$	$\beta = 0,0074$ (0,187) $R^2 = 0,181$	$\beta = 0,0052$ (0,246) $R^2 = 0,49$
Clubdummies/ Industrie	$\beta = 0,03$ (4,8e-10) $R^2 = 0,24$	$\beta = 0,039$ (2,9e-9) $R^2 = 0,234$	$\beta = 0,0154$ (0,035) $R^2 = 0,074$	$\beta = 0,043$ (2,7e-9) $R^2 = 0,33$
Länderdummies/ Clubdummies	$\beta = 0,026$ (4,0e-6) $R^2 = 0,35$	$\beta = 0,036$ (1,8e-6) $R^2 = 0,39$	$\beta = 0,0235$ (0,013) $R^2 = 0,234$	$\beta = 0,017$ (0,037) $R^2 = 0,51$

Die Werte in den Klammern geben das Signifikanzniveau des geschätzten Parameters $b = (1 - e^{\beta T})/T$ an, R^2 das zentrierte Bestimmtheitsmaß. Die schattierten Felder markieren jene Ergebnisse, die mindestens ein Signifikanzniveau von 5 % aufweisen.

Literaturverzeichnis

- ABRAMOVITZ, Moses, „Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind“. *Journal of Economic History*, Vol. 46, 1986, Nr.2, S. 385-406.
- BARRO, Robert J., „Government Spending in a Simple Model of Economic Growth“. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, Nr. 5, S. 103-123.
- , Xavier SALA-I-MARTIN, „Convergence across States and Regions“. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, Nr. 1, S. 107-179.
- , -, „Convergence“. *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1992, Nr. 2, S. 223-251.
- BAUMOL, William J., „Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show“. *The American Economic Review*, Vol. 76, 1986, Nr. 5, S. 1072-1085.
- BEAN, Charles R., „Economic and Monetary Union in Europe“. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.6, 1992, Nr. 4, S.31-52.
- BEN-DAVID, Dan, „Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Divergence“. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993, Nr.3, S. 653-680.
- , Convergence Clubs and Diverging Economies. CEPR Discussion Paper, 922, 1994.
- BERNARD, Andrew, Steven N. DURLAUF, Convergence of International Output Movements. NBER Working Papers Series, 3717, 1991.
- , -, Interpreting Tests on the Convergence Hypothesis. University of Wisconsin-Madison, Social Systems Research Institute Discussion Paper, 9401/R, 1994.
- COHEN, Daniel, Test of the „Convergence Hypothesis“. A Critical Note. CEPR Discussion Paper, 691, 1992.

- DE LONG, J. Bradford, „Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment“. *The American Economic Review*, Vol. 78, 1988, Nr. 5, S. 1138-1159.
- DIEKMANN, Berend, Siegfried BREIER, „Der Kohäsionsfonds - ein notwendiges Gemeinschaftsinstrument?“. *Wirtschaftsdienst*, Vol. 73, 1993, Nr. 5, S. 258-265.
- DOWRICK, Steve, Duc-Tho NGUYEN, „OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence“. *The American Economic Review*, Vol. 79, 1989, Nr. 5, S. 1010-1030.
- , Norman GEMMELL, „Industrialization , Catching up and Economic Growth: A Comparative Study Across the World's Capitalist Economies“. *The Economic Journal*, Vol. 101, 1991, S. 263-275.
- DURLAUF, Steven N., Paul A. JOHNSON, Local versus Global Convergence across National Economies. NBER Working Papers Series, 3996, 1992.
- ENGLE, R. F., C.W. J. GRANGER, „Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing“. *Econometrica*, Vol.55, 1987, S.251-276.
- GROSSMAN, Gene M., Elhanan HELPMAN, Innovation and Growth in the Global Economy. Cambridge (Mass.) 1991.
- GUNDLACH, Erich [a], „Determinanten des Wirtschaftswachstums: Hypothesen und empirische Evidenz“. *Die Weltwirtschaft*, 1993, Heft 4, S. 466-498.
- [b], Die Dienstleistungsnachfrage als Determinanten des wirtschaftlichen Strukturwandels. Kieler Studien, 252, Tübingen 1993.
- HALL, S, Kommentar zu „Convergence across States and Regions“. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, Nr. 1, S. 107-182.
- HANSEN, Gerd, Quantitative Wirtschaftsforschung, München 1993.

HEINEMANN, Friedrich, „Stimmt die ‘Rechnung für Maastricht’?: Eine Analyse des Delors-II-Pakets“. ZEW-Wirtschaftsanalysen, Vol. 1, 1993, Nr.2, S. 169-191.

HOMBURG, Stefan, „Eine Theorie des Länderfinanzausgleichs: Finanzausgleich und Produktionseffizienz“. Finanzarchiv NF, Vol. 50, 1994, Nr. 4, S. 458-486.

KOMMISSION DER EUROPÄISCHEN GEMEINSCHAFTEN (Kommission), Dritter periodischer Bericht der Kommission über die sozio-ökonomische Lage und Entwicklung der Regionen der Gemeinschaft. Brüssel 1987.

-, Vierter periodischer Bericht der Kommission über die sozio-ökonomische Lage und Entwicklung der Regionen der Gemeinschaft. Brüssel 1991.

-, Strukturfonds der Gemeinschaft 1994-1999. Luxemburg 1993.

-, Fünfter periodischer Bericht der Kommission über die sozio-ökonomische Lage und Entwicklung der Regionen der Gemeinschaft. Brüssel 1994.

KRUGMAN, Paul, Geography and Trade. Leuven, Cambridge (Mass.), London 1991.

LEVINE, Ross, David RENELT, „A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions“. The American Economic Review, Vol. 82, 1992, Nr. 4, S. 942-961.

MANKIW, N. Gregory, David ROMER, David N. WEIL, „A contribution to the Empirics of Economic Growth“. Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, 1992, Nr.2, S.407-437.

NEVEN, Damien, Claudine GOUYETTE, Regional Convergence in the European Community. Université de Lausanne, 9311, 1993.

-, „European Integration and Regional Growth“. Revue économique, Vol. 45, 1994, Nr. 3, S. 703-713.

QUAH, Danny, „Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth“. European Economic Review, Vol. 37, 1993, Nr. 2/3, S. 426-434.

- , Convergence Empirics Across Economies with (some) Capital Mobility. CEPR Discussion Paper, 954, 1994.

ROMER, Paul M., „Crazy Explanations for the Productivity Slowdown“. In: FISCHER, S. (Ed.), NBER Macroeconomics Annual. Cambridge (Mass.) 1987, S. 163-202.

- , „The Origins of Endogenous Growth“. Journal of Economic Perspectives, Vol. 8, 1994, Nr. 1, S. 3-22.

SALA-I-MARTIN, Xavier, On Growth and States. Ph.D. Dissertation, Ann Arbor 1991.

- , Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, CEPR Discussion Paper, 1075, 1994.

SCHRADER, Klaus, Claus-Friedrich LAASER, Die baltischen Staaten auf dem Weg nach Europa. Kieler Studien, 264, Tübingen 1994.

STOLPE, Michael, Ansätze der neuen Wachstumstheorie - ein Literaturüberblick. Kieler Arbeitspapiere, 508, 1992.

THOMAS, Ingo P., „Kohäsion und Finanzausgleich in der Europäischen Union“. Die Weltwirtschaft, 1994, Heft 4, S. 472-491.

WANIEK, Roland W., Die Regionalpolitik der Europäischen Gemeinschaft - eine kritische Bestandsaufnahme. Ruhr Forschungsinstitut für Innovations- und Strukturpolitik e.V. Bochum 1992.

- , Convergence Empirics Across Economies with (some) Capital Mobility. CEPR Discussion Paper, 954, 1994.
- ROMER, Paul M., „Crazy Explanations for the Productivity Slowdown“. In: FISCHER, S. (Ed.), NBER Macroeconomics Annual. Cambridge (Mass.) 1987, S. 163-202.
- , „The Origins of Endogenous Growth“. Journal of Economic Perspectives, Vol. 8, 1994, Nr. 1, S. 3-22.
- SALA-I-MARTIN, Xavier, On Growth and States. Ph.D. Dissertation, Ann Arbor 1991.
- , Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, CEPR Discussion Paper, 1075, 1994.
- SCHRADER, Klaus, Claus-Friedrich LAASER, Die baltischen Staaten auf dem Weg nach Europa. Kieler Studien, 264, Tübingen 1994.
- STOLPE, Michael, Ansätze der neuen Wachstumstheorie - ein Literaturüberblick. Kieler Arbeitspapiere, 508, 1992.
- THOMAS, Ingo P., „Kohäsion und Finanzausgleich in der Europäischen Union“. Die Weltwirtschaft, 1994, Heft 4, S. 472-491.
- WANIEK, Roland W., Die Regionalpolitik der Europäischen Gemeinschaft - eine kritische Bestandsaufnahme. Ruhr Forschungsinstitut für Innovations- und Strukturpolitik e.V. Bochum 1992.