

Innovationsdynamik in der EU: Konvergenz oder Divergenz?

Eine Zeitreihen-Querschnittsanalyse

Dr. Andre Jungmittag
Lehrstuhl für Wirtschaftspolitik/
Internationale Wirtschaftsbeziehungen
Universität Potsdam
August-Bebel-Straße 89
14482 Potsdam
jungm@rz.uni-potsdam.de

Februar 2002

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Nationale Innovationsfähigkeit: Begriffsdefinition und Meßkonzept	1
3	Ansätze zur Konvergenzmessung	5
3.1	Querschnittstests der Konvergenzhypothese	7
3.2	Zeitreihen- und Paneldatentests der Konvergenzhypothese	10
4	Ergebnisse der empirischen Analyse	17
4.1	Tests auf β - und σ -Konvergenz	17
4.2	Zeitreihen- und Paneldatentests der Konvergenzhypothese	21
5	Zusammenfassung und Schlußfolgerungen	24
	Literatur	26

Zusammenfassung: Dieser Beitrag beschäftigt sich mit der Frage, ob es im Zeitablauf zu einer Angleichung (Konvergenz) oder Divergenz der nationalen Innovationsfähigkeiten der 15 EU-Staaten kommt. Die Beantwortung dieser Frage erlaubt auch unmittelbare Rückschlüsse bezüglich der Erfolgsaussichten einer Angleichung der Pro-Kopf-Einkommen und Arbeitsproduktivitäten innerhalb der EU. Zur empirischen Analyse auf der Basis der Patenterteilungen am US-Patentamt von 1963 bis 1998 werden sowohl die konventionellen Tests auf β - und σ -Konvergenz als auch Zeitreihen- und Panel-Einheitswurzeltests herangezogen, wobei beiden Gruppen von Testverfahren unterschiedliche Konvergenzdefinitionen zugrunde liegen. Zusammengefaßt zeigen die Ergebnisse, daß eine absolute Konvergenz der Innovationsfähigkeiten die Ausnahme ist, bei einer Reihe von Ländern kann jedoch auf eine bedingte Konvergenz oder eine Konvergenz zu einem eigenen Wachstumspfad geschlossen werden.

Summary: This paper investigates whether a convergence or divergence of national innovation capabilities of the 15 EU countries occurs in the course of time. An answer to this question permits immediate conclusions with regard to the success prospects of a convergence of per capita incomes and labor productivities within the EU. For the empirical analysis, based on patents granted at the US-Patent and Trademark Office, the conventional tests for β - or σ -convergence as well as unit root tests for time series and panel data are used, which are both linked to different definitions of convergence. Taking all results together, evidence points to the fact that an absolute convergence of innovation capabilities is an exception. However, for a number of countries the results suggest either conditional convergence or convergence to an own growth path.

JEL-Klassifikation: O30, O40, C21, C32, C33

Schlagwörter: Konvergenz, Nationale Innovationsfähigkeit, Patenterteilungen, Einheitswurzeltests, Querschnittstests, Zeitreihen- und Paneldatentests

Key words: Convergence, National Innovation Capabilities, Patents, Unit Root Tests, Cross Section Tests, Time Series and Panel Data Tests

1 Einleitung

Bei aller Verschiedenheit der theoretischen Fundierung und konkreten Ausgestaltung der zahlreichen Erklärungsansätze der neoklassischen Wachstumstheorie, der evolutorischen Ökonomik und eines Hauptzweigs der „neuen“ Wachstumstheorie ergibt sich aus ihnen die gemeinsame Quintessenz, daß der technische Fortschritt und Innovationen zentrale treibende Kräfte des wirtschaftlichen Wachstums sind (Aghion/Howitt, 1998). Somit kann auch die Analyse der langfristigen Entwicklung der Innovationsdynamik bzw. der Innovationsfähigkeit von Volkswirtschaften Erkenntnisse in bezug auf den ökonomischen Wandel im allgemeinen und auf die Wachstumsperspektiven im besonderen liefern. Dabei interessiert insbesondere die Frage, ob es – bei der hier untersuchten Fragestellung bezogen auf die Länder der EU – zu einer Angleichung (Konvergenz) oder Divergenz der nationalen Innovationsfähigkeiten kommt, d. h. ob technologische Lücken persistenter Natur sind oder ob sie sich im Zeitablauf verringern oder sogar schließen. Sollte bei den nationalen Innovationsfähigkeiten eine konvergierende Entwicklung gegeben sein, so dürfte diese auch die Angleichung der Pro-Kopf-Einkommen und Arbeitsproduktivitäten innerhalb der EU vorantreiben.¹

Zur empirischen Untersuchung dieser Frage werden im folgenden Abschnitt zunächst eine Definition des Konzepts der nationalen Innovationsfähigkeit und die Herleitung eines Meßkonzepts vorgenommen. Dann werden im dritten Abschnitt die verschiedenen Ansätze zur Konvergenzmessung insbesondere hinsichtlich der ihnen zugrunde liegenden Konvergenzbegriffe und ihrer Aussagekraft diskutiert. Darauf aufbauend erfolgt im vierten Abschnitt die empirische Untersuchung zur Konvergenz oder Divergenz der nationalen Innovationsfähigkeiten. Den Abschluß bilden im fünften Abschnitt die Schlußfolgerungen, die aus den empirischen Ergebnissen gezogen werden können.

2 Nationale Innovationsfähigkeit: Begriffsdefinition und Meßkonzept

Für die empirische Untersuchung stellt sich das Problem, das theoretische Konstrukt der nationalen Innovationsfähigkeit so zu operationalisieren, daß es durch eine oder mehrere meßbare Indikatorvariable abgebildet werden kann. Allgemein kann nach Stern/Porter/Furman (2000) die nationale Innovationsfähigkeit als das Potential einer Volkswirtschaft (sowohl als ökonomischer als auch politischer Einheit) definiert werden, das es ermöglicht, einen Strom von kommerziell relevanten Innovationen zu produzieren. Dabei besteht zwar ein Zusammenhang zwischen der Innovationsfähigkeit und dem nichtkommerziellen wissenschaftlichen und technischen Fortschritt, aber die beiden unterscheiden sich dadurch, daß letzterer nicht notwendigerweise eine ökonomische Anwen-

¹Ein erster Ansatz zur Untersuchung der Frage, ob die aggregierte Innovationstätigkeit ausgewählter OECD-Länder konvergiert oder divergiert, findet sich in Patel/Pavitt (1994). In Verspagen (1996) wird das dort gewählte Vorgehen kritisiert und in Pavitt/Patel (1996) wird – die methodischen Aspekte der Kritik anerkennend – darauf geantwortet.

dung einschließt.² Mit Blick auf die ökonomischen Theorie beruht die Innovationsfähigkeit eines Landes grundsätzlich auf drei Faktoren: seiner allgemeinen Innovationsinfrastruktur, seiner technologischen und wirtschaftlichen Spezialisierung und der Qualität der Verbindungen zwischen der allgemeinen Innovationsinfrastruktur und den Wirtschaftszweigen, die in dem jeweiligen Land ein besonderes Gewicht haben.³

Die Faktoren, die die allgemeine Innovationsinfrastruktur eines Landes ausmachen, sind sowohl zentraler Bestandteil der FuE-basierten Modelle der „neuen“ Wachstumstheorie als auch der Literatur zum Konzept der nationalen Innovationssysteme (z. B. Romer, 1990; Grossman/Helpman, 1991; Lundvall, 1992). Dabei stellt die erste Gruppe von Modellen stark formalisiert einen Zusammenhang zwischen wenigen Innovationsinputfaktoren – meist nur FuE-Beschäftigten oder FuE-Ausgaben sowie dem bisherigen Bestand an Innovationen – und einem Innovationsoutput her, der als „Ideenproduktionsfunktion“ bezeichnet werden kann.⁴ Hingegen beschreibt die Literatur zum Konzept der nationalen Innovationssysteme umfassender – aber oft nur deskriptiv und international vergleichend – alle Organisationen und Institutionen sowie ihre Beziehungen untereinander, die die Innovationsfähigkeit eines Landes beeinflussen. Insbesondere betont dieser Theoriestrang im Gegensatz zu den formalen Modellen der „neuen“ Wachstumstheorie die Rolle von Regierungspolitiken und spezifischen institutionellen Akteuren (Stern/Porter/Furman, 2000).

Die alleinige Betrachtung der Einflußfaktoren für die Innovationsfähigkeit eines Landes auf dem hoch aggregierten Niveau der gesamten Volkswirtschaft würde jedoch sicher zu kurz greifen. Vielmehr gibt es je nach Sektor unterschiedliche Zusammenhänge zwischen Innovationsdynamik, Wettbewerb und Produktivitätswachstum. Hinzu kommen Spillover-Effekte zwischen technologisch benachbarten Sektoren, die in der Terminologie von Porter (1990) ein industrielles Cluster bilden. Die Innovationsfähigkeit eines einzelnen Clusters hängt dabei häufig von der Verfügbarkeit spezialisierter Innovationsinputs ab. So ist z. B. das einfache Vorhandensein von zahlreichen gut ausgebildeten Wissenschaftlern und Ingenieuren nicht ausreichend für eine hohe FuE-Produktivität in der Form von kommerziell verwertbaren Innovationen, sondern das FuE-Personal muß auch in den Bereichen spezialisiert sein, in denen ein Land aufgrund seiner Spezialisierungsstruktur zahlreiche Innovationsmöglichkeiten hat.

Daraus ergibt sich unmittelbar als dritter Inputfaktor die Qualität der Verbindungen zwischen der allgemeinen Innovationsinfrastruktur und den Wirtschaftszweigen, in denen ein Land technologisch und wirtschaftlich spezialisiert ist. Dabei handelt es sich in der Regel um eine sich wechselseitig verstärkende Beziehung. So hängt die Innovationsfähigkeit eines Sektors einerseits von der allgemein verfügbaren Innovationsinfrastruktur ab, andererseits stärkt ein hoher Innovationsoutput auf sektoralen Ebene auch die allgemeine Innovationsinfrastruktur.

²Ein detailliertes funktionales Referenzschema der Innovation findet sich in Grupp (1997).

³Diese Dreiteilung wird auch in Stern/Porter/Furman (2000) vorgenommen, wobei dort zur Rechtfertigung des zweiten Faktors hauptsächlich auf den in Porter (1990) entwickelten clusterbasierten Ansatz des nationalen industriellen Wettbewerbsvorteils zurückgegriffen wird.

⁴Zur empirischen Bestimmung einer „Ideenproduktionsfunktion“ vgl. Porter/Stern (2000).

Diese relativ grobe Dreiteilung zeigt bereits, daß die Inputfaktoren, die Einfluß auf die Innovationsfähigkeit eines Landes haben, vielfältig und komplex sind und durch eine einzelne meßbare Größe wie den FuE-Ausgaben oder das FuE-Personal nur unzureichend erfaßt werden können.⁵ Zudem weisen die beiden gerade genannten Meßgrößen noch einige immanente Schwachstellen auf. Zum einen betreiben kleinere Unternehmen oft keine formelle FuE, die in entsprechenden Statistiken erfaßt wird, so daß deren technologische und auf Innovationen zielende Aktivitäten nur sehr unzureichend gemessen werden (vgl. z. B. Patel/Pavitt, 1994). Zum anderen umfassen solche Meßgrößen mehrere Arten von FuE (Grundlagenforschung, angewandte Forschung und experimentelle Entwicklung) in ganz verschiedenen Bereichen (staatliche und private Forschungseinrichtungen sowie Unternehmen; ziviler und militärischer Bereich), die ganz unterschiedliche Effekte auf die Innovationsfähigkeit und letztlich die Produktivitätsentwicklung haben (vgl. Grupp, 1997; Jungmittag/Blind/Grupp, 1999).

Jedoch selbst wenn die komplexen Innovationsinputfaktoren durch geeignete Indikatorvariablen gut approximiert werden könnten, entsteht durch sie erstmal nur ein Potential für Innovationen, das in unterschiedlicher Weise und unterschiedlichem Umfang realisiert werden kann. Deshalb ist für die Messung des Innovationserfolgs – oder anders formuliert: der Produktivität der Innovationsinputs – ein Innovationsoutputindikator vorzuziehen. Einen solchen Indikator, der kommerziell relevante Innovationen erfaßt und weitgehend eine internationale Vergleichbarkeit gewährleistet, stellen „internationale Patente“ dar.⁶

Allgemein hat ein Patent nach Grupp (1997) grundsätzlich drei Eigenschaften. Erstens ist es eine rechtliche Konstruktion, die seinem Eigentümer das ausschließliche Verwertungsrecht für einen genau definierten technischen Gegenstand für einen beschränkten Zeitraum einräumt. Dabei ist die Vergabe dieses Rechts von drei Bedingungen abhängig: die Erfindung muß neu sein, sie muß eine bestimmte Qualität (Erfindungshöhe) haben und sie muß kommerziell anwendbar sein. Zweitens haben Patente eine Informationsfunktion. Die Patentliteratur stellt den kodifizierten Teil des technischen Wissens dar, der von anderen genutzt werden kann, um sich über den Fortschritt des technischen Wissens zu informieren. Drittens besitzt ein Patent Output-Charakter, weil es das Ergebnis einer erfolgreichen FuE-Tätigkeit ist, so daß die Patentschrift (mit seinem Datum, seinen Inhabern, Orts- und anderen Angaben) auf den Zeitpunkt, die Umstände und den Ort der Entstehung neuer Erträge aufgrund von Innovationsbemühungen hinweist. Diese zuletzt genannte Eigenschaft wird für empirische Analysen hauptsächlich genutzt: Patente sind demnach ein mit dem gesamten Innovationsoutput hoch korrelierender Innovationsoutputindikator.

Es gibt aber kein Patent, das eine Erfindung weltweit schützt, sondern eine einzelne Erfindung kann in einer beliebigen Zahl von Ländern zum Patent angemeldet werden. Ein solches Patent schützt dann den Erfinder davor, daß entweder Imitatoren die Erfindung in dem Land in der Produktion nutzen oder daß Imitatoren aus einem anderen Land Produkte, die diese Erfindung nut-

⁵Eine ähnliche Schlußfolgerung findet sich auch in Grupp (1997).

⁶Ausführliche Diskussionen zur Eignung von Patenten als Innovationsindikatoren finden sich z. B. in Griliches (1990), Patel/Pavitt (1995), Grupp (1997), Grupp/Schmoch (1999) und Schmoch (1999).

zen, in dem Land verkaufen (Eaton/Kortum, 1996). Deshalb ist der Begriff „internationale Patente“ dahingehend näher einzugrenzen, daß es sich um im Ausland erteilte Patente handelt, und um die internationale Vergleichbarkeit zu erreichen, sollte ein ausländisches Patentamt ausgewählt werden, an dem für alle Nichtinländer näherungsweise die gleichen Zugangsbedingungen gelten. Ein Vergleich der Patentanmeldungen an den jeweiligen Inlandspatentämtern würde hingegen zu Verzerrungen führen, weil sich die einzelnen Patentämter durch nationale Besonderheiten aufgrund der rechtlichen Gegebenheiten sowie kultureller Unterschiede auszeichnen und deshalb die Patentierneigungen sehr unterschiedlich sein können. Um Verzerrungen bei Analysen auf der Basis der Pro-Kopf- oder Absolutzahlen von Erteilungen an einem bestimmten nationalen Patentamt zu vermeiden, sollten zudem dort nur die Erteilungen an Ausländer herangezogen werden, weil an jedem nationalen Patentamt ein sog. Inländervorteil existiert, der daher rührt, daß die Erstanmeldung eines Patents in der Regel am Heimatpatentamt erfolgt und nur für eine begrenzte Anzahl dieser Erfindungen auch eine Patenterteilung im Ausland angestrebt wird. Diese Zurückhaltung bei Auslandsanmeldungen beruht vor allem auf den sehr hohen Kosten von Auslandsverfahren, so daß nur kommerziell besonders interessante Erfindungen dort angemeldet werden (Schmoch, 1999).

Als ein solches Patentamt wurde das US-amerikanische Patent- und Warenzeichenamt (USPTO) gewählt, weil die dort erteilten Patente zum einen für die Gruppe der EU-Länder kaum Verzerrungen aufweisen dürften und sie zum anderen die Beobachtung der Innovationsdynamik – anders als beim Europäischen Patentamt, dessen Daten ebenfalls nur geringe Verzerrungen durch Heimvorteile beinhalten, das aber erst 1977 gegründet wurde und seit dem Beginn der achtziger Jahre aussagekräftige Patentzahlen liefert – über einen längeren Zeitraum von 1963 bis 1998 erlauben.⁷ Daneben spricht noch ein weiterer inhaltlicher Grund für die Verwendung der Daten des USPTO. Aus ökonomischer Sicht handelt es sich bei dem US-Markt, für den der Patentschutz erteilt wird, um einen besonders attraktiven und großen Markt, der als ein repräsentatives Forum für den internationalen Wettbewerb gelten kann (Pavitt/Patel, 1988; Schmoch, 1999). Verbunden mit der bereits angesprochenen Filterfunktion der hohen Kosten einer Auslandspatentanmeldung gewährleistet dieser Umstand, daß die US-Patenterteilungen ein Indikator dafür sind, inwieweit ein Land weltweit neue Technologien entwickelt und einer kommerziellen Anwendung zuführt, mit anderen Worten: inwieweit es in der Lage ist, Erfindungen nahe an der globalen technologischen Front hervorzubringen (Stern/Porter/Furman, 2000).

Trotz der gerade dargestellten Vorteile von „internationalen Patenten“ als Indikator für den Innovationsoutput muß auch gesehen werden, daß die Aussagekraft dieses Indikators bestimmten Beschränkungen unterliegt. Zum einen wird nur ein Teil der patentfähigen Erfindungen auch zum Patent angemel-

⁷ Allenfalls besteht für Großbritannien und Irland ein gewisser indirekter „home bias“, weil neben den eigentlichen Patentanmeldegebühren noch Übersetzungskosten anfallen, die im Falle dieser beiden Länder entfallen (vgl. Eaton/Kortum, 1999). Zudem dürfte die Innovationsdynamik in Irland seit dem Beginn der achtziger Jahre dadurch etwas überzeichnet sein, daß durch den hohen Bestand an US-amerikanischen Direktinvestitionen ein zweiter indirekter „home bias“ – etwa gegenüber den Erteilungen am Europäischen Patentamt – existiert.

det, weil zur rechtlichen Absicherung von Erfindungen auch andere Schutzrechte, wie z. B. Gebrauchsmuster, Warenzeichen und Geschmacksmuster genutzt werden können oder weil ökonomische Vorteile auch durch den Zeitvorsprung am Markt, Geheimhaltung, gute Serviceleistungen oder Kostenvorteile erhalten werden können. Jedoch werden erstens viele dieser Schutzmöglichkeiten nicht alternativ, sondern komplementär zum Patentschutz verwendet (Schmoch, 1999). Zweitens behält der Patentindikator dann seine Aussagekraft, wenn er – wie gefordert – mit dem gesamten Innovationsoutput eines Landes hoch korreliert ist und der Anteil der nicht patentierten Innovationen über die Länder und im Zeitablauf relativ konstant ist (Eaton/Kortum, 1996; Grupp, 1997; Eaton/Kortum, 1999; Porter/Stern, 2000). Zum anderen wird bei einer Analyse auf hoch aggregiertem Niveau der Vergleich zwischen verschiedenen Ländern dadurch erschwert, daß die einzelnen Wirtschaftssektoren bei gleichem FuE-Einsatz unterschiedliche Patentierneigungen aufweisen, so daß die Gesamtzahl der Patente eines Landes auch von seiner sektoralen Struktur abhängt (Pavitt/Patel, 1988; Schmoch, 1999; Porter/Stern, 2000; Stern/Porter/Furman, 2000). Es ist jedoch davon auszugehen, daß die Ergebnisse der Konvergenzanalyse kaum verzerrt werden, wenn die technologischen Spezialisierungen der Länder im Zeitablauf relativ konstant bleiben oder sich sogar annähern.⁸

Ist die internationale Vergleichbarkeit der Patentdaten – wie im Falle der EU-Staaten durch die Daten des USPTO – weitgehend gegeben und werden die genannten Beschränkungen berücksichtigt, so ist es sicher gerechtfertigt, sich für die hier verfolgten Analysezwecke der Schlußfolgerung in Trajtenberg (1990) anzuschließen: „patents are the only observable manifestation of inventive activity having a well-grounded claim for universality“.

3 Ansätze zur Konvergenzmessung

Intuitiv liegt es unmittelbar nahe, von Konvergenz zu sprechen, wenn der Abstand zwischen zwei (oder mehreren) ökonomischen Zeitreihen sich im Zeitablauf verringert und letztlich im Fall der bedingten Konvergenz eine Konstante oder im Fall der absoluten Konvergenz Null wird. Analytisch müssen jedoch die beiden Aspekte dieser intuitiven Konvergenzauffassung unterschieden werden, weil sie unterschiedliche Implikationen für die anzuwendenden Meßverfahren und deren Aussagekraft haben.

Der erste Teil der intuitiven Konvergenzauffassung betrachtet Konvergenz als einen Aufholprozeß. Nach Bernard/Durlauf (1996) kann dieser Prozeß, wenn $\ln y_{it} > \ln y_{jt}$ ist, in einer stochastischen Welt als

$$E(\ln y_{i,t+k} - \ln y_{j,t+k} \mid \mathfrak{S}_t) < \ln y_{it} - \ln y_{jt} \quad (1)$$

geschrieben werden. Hiernach konvergiert eine interessierende ökonomische Größe y zwischen den Ländern i und j im Zeitraum zwischen t und $t+k$, wenn aufgrund der zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen \mathfrak{S}_t erwartet

⁸Empirische Untersuchungen, die diesen Schluß zulassen, finden sich in Jungmittag/Grupp/Hullmann (1998); Grupp/Jungmittag (1999) und Mancusi (2001).

wird (E ist der Erwartungsoperator), daß der Abstand zwischen diesen logarithmierten Größen in dem betrachteten Zeitraum abnimmt. M. a. W. wächst das zurückliegende Land schneller als das Land, daß bei der interessierenden Größe ein höheres Ausgangsniveau aufweist.

Der zweite Teil impliziert hingegen bereits das Erreichen eines Gleichgewichtszustands. Seine formale Definition erfordert, daß die langfristigen Prognosen der Unterschiede zwischen den beiden Ländern mit zunehmenden Prognosehorizont gegen eine Konstante μ bzw. gegen Null tendieren, d. h.:

$$\begin{aligned} \lim_{k \rightarrow \infty} E(\ln y_{i,t+k} - \ln y_{j,t+k} \mid \mathfrak{S}_t) &= \mu \text{ bzw.} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} E(\ln y_{i,t+k} - \ln y_{j,t+k} \mid \mathfrak{S}_t) &= 0. \end{aligned} \quad (2)$$

In diesem Fall haben die Ausgangsniveaus der interessierenden Größe sowie im Zeitablauf auftretende Schocks keinen Einfluß auf den Gleichgewichtszustand (Bernard/Durlauf, 1995;1996). Diese Definition kann unmittelbar auf den multivariaten Fall von $n = 1, \dots, N$ Ländern ausgedehnt werden. Dann gilt:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(\ln y_{1,t+k} - \ln y_{n,t+k} \mid \mathfrak{S}_t) = \mu_n, \text{ für alle } n \neq 1, \quad (3)$$

wobei im Fall der bedingten Konvergenz der Grenzwert der Differenz gegen $\mu_n \neq 0$ und im Fall der absoluten Konvergenz gegen $\mu_n = 0$ strebt.

Im Falle des neoklassischen Einsektorenmodells für geschlossene Volkswirtschaften erfassen beide Definitionen Aspekte der Aussagen des Modells. Dabei ist die zweite Definition, die sich am Gleichgewichtszustand der Volkswirtschaften in diesem Modell orientiert, restriktiver als die erste, die eine Momentaufnahme im Anpassungsprozeß darstellt. Anders formuliert: bei einer endlichen Betrachtung folgt die erste aus der zweiten Definition (Bernard/Durlauf, 1996).

Evans (1996) und Evans/Karras (1996) schlagen für den multivariaten Fall eine ähnliche Definition vor, die sich aber nicht an den bilateralen Beziehungen der Länder gegenüber einem Normland orientiert, sondern an dem Verhältnis aller Länder zu einem gemeinsamen Trend $\ln A_t$. Die modifizierte zweite Definition lautet dann:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(\ln y_{n,t+k} - \ln A_{t+k} \mid \mathfrak{S}_t) = \mu_n. \quad (4)$$

Jedoch ist $\ln A_t$ nicht beobachtbar, so daß dieser Ausdruck durch eine beobachtbare Größe ersetzt werden muß. Bildet man zu diesem Zweck den Mittelwert über alle Länder, so ergibt sich

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(\overline{\ln y_{t+k}} - \ln A_{t+k} \mid \mathfrak{S}_t) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \mu_n = 0, \quad (5)$$

wobei $\overline{\ln y_t} = \sum_{n=1}^N \ln y_t / N$ ist. Mithin kann Gleichung (4) nun als

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E(\ln y_{n,t+k} - \overline{\ln y_{t+k}} \mid \mathfrak{S}_t) = \mu_n \quad (6)$$

geschrieben werden.

Bei einer theoretischen Betrachtung mit unendlichem Zeithorizont fallen die multivariate Variante der zweiten Definition von Bernard/Durlauf und die Definition von Evans/Karras natürlich zusammen.⁹ Bei empirischen Untersuchungen mit begrenztem Stichprobenumfang können sich je nach Wahl der Bezugsgröße (z. B. das führende Land oder der Mittelwert) jedoch unterschiedliche Ergebnisse einstellen (vgl. Bernard/Jones, 1996).

Auf der Basis dieser Definitionen können nun die verschiedenen Verfahren zur Konvergenzmessung auf ihre Eignung und ihren Aussagegehalt hin überprüft werden. Grundsätzlich kann dabei zwischen zwei Gruppen von Verfahren unterschieden werden. Die erste Gruppe verwendet im wesentlichen nur die Querschnitseigenschaften der Daten über eine mehr oder weniger große Anzahl von Ländern und Regionen. Die zweite Gruppe von Verfahren konzentriert sich hingegen auf die Zeitreiheneigenschaften der Daten und versucht aus ihnen Aussagen zur Konvergenz abzuleiten. Hybriden dieser beiden Verfahren stellen die Paneldatenverfahren zur Konvergenzmessung dar.¹⁰

3.1 Querschnittstests der Konvergenzhypothese

Ein großer Teil der nicht mehr überschaubaren Menge empirischer Untersuchungen zur Konvergenz wirtschaftlicher Entwicklungen, vor allem – inspiriert durch den theoretischen Disput zwischen neoklassischer und „neuer“ Wachstumstheorie – der Pro-Kopf-Einkommen und der Arbeitsproduktivitäten, greift auf international oder regional vergleichbare Querschnittsdatensätze zurück.¹¹ Auf ihrer Grundlage soll ermittelt werden, ob eine sog. σ - oder β -Konvergenz der interessierenden Größen zu beobachten ist.

Unter der sog. σ -Konvergenz wird dabei die Abnahme der Streuung der interessierenden Größe über die betrachteten Länder oder Regionen verstanden. Als Streuungsmaße werden in den meisten Fällen die Varianz bzw. Standardabweichung oder der Variationskoeffizient (d. h. das Verhältnis der Standardabweichung zum Mittelwert) herangezogen. Dabei ist der Variationskoeffizient als relatives Streuungsmaß dann zu präferieren, wenn der Mittelwert der interessierende Größe im Zeitablauf wächst, weil damit oft auch eine Zunahme der absoluten Streuung verbunden ist, was bei einem absoluten Streuungsmaß einen intertemporalen Vergleich erschwert. Eine formale Überprüfung der Konvergenzhypothese für mehrere Zeitpunkte kann dadurch erfolgen, daß die ermittelten Streuungsmaße gegen die Zeit regressiert werden (Lichtenberg, 1994).

Dieser Ansatz zur Konvergenzmessung ist unmittelbar an die erste Konvergenzdefinition gebunden. Hingegen widerspricht er der zweiten Konvergenzdefinition, weil in diesem Fall die Varianzen der interessierenden Größe und auch der Differenzen zwischen den Ländern bei dieser Größe in einer stochastischen Welt beim Erreichen einer Konvergenz stationär mit einem konstanten Mittel-

⁹Vgl. auch die alternative Formulierung der Konvergenzdefinition von Evans (1996) und Evans/Karras (1996) in Evans (1998).

¹⁰Im folgenden erfolgt bei den Paneldatenverfahren eine Konzentration auf solche Verfahren, die dazu dienen, die Effizienz der Zeitreihenverfahren zu erhöhen.

¹¹Pionierarbeiten in diesem Bereich sind Baumol (1986), Dowrick/Nguyen (1989), Wolff (1991), Barro (1991) und Barro/Sala-i-Martin (1991).

wert wären (Evans, 1996). Es können aber auch Zweifel angemeldet werden, ob dieser Ansatz zur Konvergenzmessung geeignet ist, zwischen einer Konvergenz im Sinne der ersten Definition und anderen Entwicklungen der Verteilung der interessierenden Größe zu diskriminieren. So ist es vorstellbar und für eine größere Gruppe von Ländern in verschiedenen Entwicklungsstadien auch empirisch nachweisbar, daß sich die Länder bei einer Ausdünnung der Zwischenräume verschiedenen Gleichgewichtspfaden annähern, also im Zuge einer Polarisierung sog. Konvergenzclubs ärmerer und reicherer Länder bilden.¹² Mit einer solchen Entwicklung kann aber eine abnehmende Varianz oder ein zurückgehender Variationskoeffizient durchaus vereinbar sein. Mithin kann die Abnahme eines Streuungsmaßes nur ein erstes Indiz für eine Konvergenz als Aufholprozeß im Sinne der ersten Definition sein, bevor die Daten weiteren Überprüfungen ausgesetzt werden.

Wesentlich populärer als die Tests auf σ -Konvergenz sind in der empirischen Forschung die Querschnittstests auf β -Konvergenz bzw. Mittelwertumkehr. Absolute β -Konvergenz liegt danach vor, wenn in Ländern, die im Ausgangszeitpunkt ein geringeres Niveau der interessierenden Größe aufweisen, im Zeitablauf diese Größe schneller wächst als in den Ländern mit einem höheren Ausgangsniveau. Zu diesem Zweck werden die durchschnittlichen Wachstumsraten der interessierenden Größe y in den Ländern $n = 1, \dots, N$ für einen fixierten Zeitraum von 0 bis T als $g_n = (\ln y_{nT} - \ln y_{n0}) / T$ gebildet und die Regressionsgleichung

$$g_n = \alpha + \beta \ln y_{n0} + \varepsilon_n \quad (7)$$

mittels des Kleinste-Quadrate-Verfahrens geschätzt. Auf eine Konvergenz der interessierenden Größe wird dann geschlossen, wenn der Wert des Regressionskoeffizienten β signifikant kleiner als Null ist. Analog wird zur Messung bedingter Konvergenz auf eine Regressionsgleichung

$$g_n = \alpha + \beta \ln y_{n0} + \gamma' \mathbf{x}_n + \varepsilon_n \quad (8)$$

zurückgegriffen, wobei x_n ein Vektor von Kontrollvariablen ist, von denen angenommen wird, daß sie für das Erreichen unterschiedlicher Gleichgewichtszustände verantwortlich sind, und γ den Vektor der dazugehörigen Regressionskoeffizienten repräsentiert, die signifikant von Null verschieden sind.

Der augenfällige Bezug dieses Konvergenzmeßkonzepts zur ersten Konvergenzdefinition wird in Bernard/Durlauf (1996) auch explizit gezeigt. Sie stellen zudem dar, daß der geschätzte β -Koeffizient ein gewichteter Durchschnitt der Verhältnisse der Abweichungen der Wachstumsraten von ihrem Stichprobenmittelwert zu den Abweichungen der Anfangsniveaus zu ihrem Stichprobenmittelwert ist und mithin für eine β -Konvergenz der gewichtete Durchschnitt der Länder mit einem überdurchschnittlichen Ausgangsniveau eine unterdurchschnittliche Wachstumsrate aufweisen muß. Die Tatsache, daß es sich bei dem

¹²Ausführliche Diskussionen dieses Phänomens finden sich in Quah (1993; 1996; 1996a; 1996b; 1997; 1999). Dort wird als Alternative vorgeschlagen, nicht nur die zweiten Momente der Verteilung der interessierenden Größe, sondern ihre gesamten Dynamiken in die Analyse einzubeziehen.

Schätzwert von β um einen gewichteten Durchschnitt handelt, bedeutet auch, daß sich bei einem negativen $\hat{\beta}$ die Unterschiede zwischen einigen Paaren von Ländern – aber nicht unbedingt allen – verringert haben. Es kann also aufgrund dieses Tests nicht entschieden werden, ob alle Länder konvergieren, sich Konvergenzclubs bilden oder nur einige Länder konvergieren und andere nicht.

Für den Fall, daß tatsächlich nur eine bedingte β -Konvergenz im Sinne der Gleichung (8) vorliegt, aber auf eine absolute β -Konvergenz getestet wird, liegt zudem das in der Ökonometrie allgemein bekannte Problem ausgelassener Variablen vor (vgl. z. B. Harvey, 1994, S. 150). Wenn der Ausgangszustand und die Kontrollvariable nicht orthogonal sind, kann es sein, daß ein irrtümlich unter der Annahme einer absoluten Konvergenz geschätzter Koeffizient $\tilde{\beta}$ ein negatives Vorzeichen besitzt, also auf β -Konvergenz geschlossen wird, obwohl der wahre Koeffizient $\beta \geq 0$ ist. In der Praxis ist zudem nicht davon auszugehen, daß es unbedingt gelingt, für alle Einflüsse, die permanente Differenzen zwischen den Ländern bei der interessierenden Größe generieren, durch geeignete Variablen zu kontrollieren, so daß sich das Problem der ausgelassenen Variablen auch beim Einbezug einiger Kontrollvariablen stellen kann.

Mithin folgt aus der Verknüpfung des Konzepts der absoluten β -Konvergenz mit der ersten Konvergenzdefinition die überprüfbare Hypothese, daß die Mittelwerte der stochastischen Prozesse, die den Wachstumsraten zugrunde liegen, für im Ausgangszeitpunkt auf niedrigem und hohem Niveau befindliche Länder unterschiedlich sein müssen. Die so gemessene β -Konvergenz widerspricht aber der zweiten Konvergenzdefinition, weil diese impliziert, daß die Mittelwerte der langfristigen Wachstumsraten gleich sind (Bernard/Durlauf, 1996; Evans, 1996; Evans/Karras, 1996; Evans, 1998).

Die bisherigen Argumente einbeziehend, zeigen Evans (1996) und Evans/Karras (1996) für ihre Konvergenzdefinition (Gleichung 4) ebenfalls, daß sie im allgemeinen nicht mit dem Ansatz zur β -Konvergenzmessung vereinbar ist. Danach erlaubt der in einer Querschnittsregression ermittelte Schätzer für β nur dann zulässige Schlußfolgerungen, wenn erstens die interessierende Größe für alle betrachteten Länder eine identische autoregressive Struktur erster Ordnung aufweist, zweitens für alle dauerhaften Differenzen dieser Größe zwischen den Ländern perfekt kontrolliert wird und drittens die Schocks, die auf die Größe einwirken, kontemporär unkorreliert sind. Es sei jedoch hochgradig unrealistisch anzunehmen, daß diese Bedingungen für reale Datensätze als erfüllt gelten könnten. Da hingegen bei zeitreihenanalytischen Tests der Konvergenzhypothese die ersten beiden Bedingungen nicht erfüllt sein müssen, schlagen sie genauso wie Bernhard/Durlauf (1995; 1996) für Analysen auf der Basis ihrer zweiten Konvergenzdefinition vor, solche Verfahren zu verwenden.

Bevor jedoch die zeitreihenanalytischen Verfahren vorgestellt und gewürdigt werden, muß noch auf zwei weitere, immanente Probleme der Querschnittstests hingewiesen. Das erste Problem ist mehr praktischer Natur und beruht auf der häufig vorzufindenden Art der Bestimmung der Wachstumsraten, das zweite ist grundsätzlicherer Natur und betrifft das Verhältnis von β - und σ -Konvergenz.

Das erste Problem besteht in der Ausschöpfung der für empirische Untersuchungen zur Verfügung stehenden Stichprobeninformationen. Die Verwendung von durchschnittlichen Wachstumsraten stellt nämlich im allgemeinen eine Ver-

geudung von verfügbaren Zeitreiheninformationen dar (Bohl, 1998). Implizit wird dabei unterstellt, daß die einzelnen Länder im Zeitablauf vollkommen stabile Wachstumspfade aufweisen, die nicht von Schocks beeinflußt sind. Zudem kann bei durchschnittlichen Wachstumsraten keine Unterscheidung zwischen dem langfristigen Trendwachstum und kurzfristigen Wachstumsschwankungen erfolgen, die bei einer langfristigen Wachstumsbetrachtung irrelevant sind. In Verspagen (1991) wird deshalb vorgeschlagen, die langfristigen Wachstumsraten ϕ_n durch folgende Trendschätzungen

$$\ln y_{nt} = \delta_n + \phi_n t + v_n \quad (9)$$

zu bestimmen und die ermittelten Schätzwerte $\hat{\phi}_n$ anschließend in der Querschnittsregression zur Ermittlung der β -Konvergenz zu verwenden. Alle Zeitreiheninformationen werden bei diesem Vorgehen jedoch nur dann ausgeschöpft, wenn $\ln y_t$ tatsächlich durch einen trendstationären Prozeß generiert wird.

Das zweite Problem betrifft die Kompabilität der Tests auf β - und σ -Konvergenz. Ein negativer Steigungskoeffizient in der Testgleichung auf β -Konvergenz bedeutet nämlich nicht unbedingt, daß die Streuung der interessierenden Größe über den Querschnitt der betrachteten Länder abnimmt. Zwar verringert ein negatives β die Streuung der interessierenden Größe; neue Schocks, die durch die Störvariable der Regressionsgleichung erfaßt werden, erhöhen sie jedoch wiederum (Barro/Sala-i-Martin, 1991). Mithin ist die durch einen negativen Steigungskoeffizienten diagnostizierte Mittelwertumkehr nur eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für eine σ -Konvergenz. Diese hängt auch vom linearen Bestimmtheitsmaß R^2 der Schätzgleichung ab, d. h. von der relativen Bedeutung der zufälligen Störgrößen (Lichtenberg, 1994).

Ohne diesen formalen Zusammenhang zwischen der β - und σ -Konvergenz zu würdigen, sondern auf ihre – bereits zitierte – allgemeinere Feststellung aufbauend, wird in Barro/Sala-i-Martin (1991) gefolgert, daß die beiden Konzepte zur Untersuchung unterschiedlicher Fragestellungen geeignet seien. Wenn es darum ginge, zu untersuchen, mit welcher Geschwindigkeit und in welchem Umfang sich die interessierende Größe in einem bestimmten Land an den Durchschnitt eines Querschnitts von Ländern angenähert habe, dann sei die β -Konvergenz ein geeignetes Konzept. Wenn hingegen ermittelt werden soll, wie sich die Verteilung der interessierenden Größe über die Länder in der Vergangenheit entwickelt habe oder sich wahrscheinlich in der Zukunft entwickeln werde, dann sei die σ -Konvergenz ein geeignetes Meßkonzept.

3.2 Zeitreihen- und Paneldatentests der Konvergenzhypothese

Für empirische Überprüfungen der uni- und multivariaten Variante der zweiten Konvergenzdefinition von Bernard/Durlauf (1995; 1996) – die Gleichungen (2) und (3) – sowie der handhabbaren Version der Definition von Evans (1996) und Evans/Karras (1996) – die Gleichung (6) – liegt die Verwendung von zeitreihenanalytischen Verfahren unmittelbar nahe, denn diese Definitionen implizieren, daß den Differenzen $\ln y_{i,t+k} - \ln y_{j,t+k}$ bzw. $\ln y_{n,t+k} - \overline{\ln y_{t+k}}$ ein stationärer Prozeß zugrunde liegt. Im Fall der absoluten Konvergenz hat dieser stationäre

Prozeß einen Mittelwert von Null, während sein Mittelwert bei einer bedingten Konvergenz von Null verschieden ist.

Die Überprüfung der Frage, ob einer Zeitreihe ein stationärer, trendstationärer oder nichtstationärer datengenerierender Prozeß zugrunde liegt, kann mittels verschiedener Einheitswurzeltests erfolgen.¹³ Zwei Kandidaten, die in dieser Untersuchung zur Anwendung kommen sind der Augmented Dickey-Fuller- und der Phillips/Perron-Test (Dickey/Fuller, 1979; Phillips/Perron, 1988). Dabei spricht aus ökonomischer Sicht einiges dafür, daß den Differenzen der Innovationsfähigkeiten ein AR-Prozeß höherer Ordnung zugrunde liegen kann. Ein Teil des Aufholprozesses bei den Innovationsfähigkeiten ist das Ergebnis eines Diffusionsprozesses, der sich über mehrere Jahre erstreckt, wobei – wie die theoretischen Ansätze nahelegen – die Geschwindigkeit, mit der neues Wissen erworben und absorbiert, d. h. in Innovationen umgesetzt wird, von dem bestehenden Wissen in dem jeweiligen Land abhängig ist. Mithin kann vor allem bei weit zurückliegenden Ländern erwartet werden, daß die Generierung von Innovationen längere Zeiträume in Anspruch nimmt.¹⁴

Werden die Differenzen zwischen den logarithmierten Niveaus der interessierenden Größe für zwei beliebige Länder (Bernard/Durlauf-Definition) bzw. die Differenz zwischen dem logarithmierten Niveau der interessierenden Größe in einem Land und dem Mittelwert der logarithmierten Niveaus aller betrachteten Länder (Evans/Karras-Definition) vereinfachend als $d_{nt}^{(ij)}$ bzw. $d_{nt}^{(MW)}$ geschrieben, so lautet die allgemeinste Testgleichung des ADF-Tests bei der Berücksichtigung eines Absolutglieds und einer deterministischen Trendvariable t für einen AR(p)-Prozeß:

$$\Delta d_{nt}^{(\cdot)} = \gamma_n + \delta_n t + \rho_n d_{n,t-1}^{(\cdot)} + \lambda_{ni} \sum_{i=1}^{p-1} \Delta d_{nt-i}^{(\cdot)} + v_{nt}. \quad (10)$$

Beim Phillips/Perron-Test handelt es sich hingegen um einen semiparametrischen Einheitswurzeltest, weil in ihm neben einer parametrischen Testgleichung, die nur einen AR(1)-Prozeß für die zu testende Zeitreihe erfaßt und also – wiederum in der allgemeinsten Form –

$$\Delta d_{nt}^{(\cdot)} = \gamma_n + \delta_n t + \rho_n d_{n,t-1}^{(\cdot)} + w_{nt} \quad (11)$$

lautet, ein nichtparametrischer Ansatz herangezogen wird, um für Autokorrelation höherer Ordnung in den Residuen w_n zu kontrollieren.

Auf der Basis der Testergebnisse können die folgenden Schlußfolgerungen bezüglich der Konvergenz einer interessierenden Größe zwischen zwei Ländern bzw. bei einem Land gegenüber dem Mittelwert der betrachteten Länder abgeleitet werden:

1. Enthalten die Differenzen $d_{nt}^{(\cdot)}$ eine Einheitswurzel, d. h. ist $\rho_n = 0$, so divergiert die interessierende Größe eines Landes im Zeitablauf gegenüber

¹³Für eine ausführliche Diskussion der Stationaritätseigenschaften von Zeitreihen vgl. Jungmittag (1996), S. 244-250 sowie die dort angegebene Literatur.

¹⁴Zu dieser Argumentation in bezug auf die Untersuchung von Differenzen in der totalen Faktorproduktivität vgl. Pascual (2000).

einem anderen Land, das als Vergleichsgröße verwendet wird, oder gegenüber dem Mittelwert der betrachteten Länder.

2. Sind die Differenzen stationär, d. h. $\rho_n < 0$, so können zunächst einmal die beiden Fälle unterschieden werden, die mit der zweiten Konvergenzdefinition von Bernard/Durlauf (1995; 1996) und der Konvergenzdefinition von Evans (1996) und Evans/Karras (1996) vereinbar sind, nämlich zusätzlich sind
 - (a) $\gamma_n = 0$ und $\delta_n = 0$: in diesem Fall ist eine absolute Konvergenz eingetreten, oder
 - (b) $\gamma_n \neq 0$ und $\delta_n = 0$: in diesem Fall ist eine bedingte Konvergenz zu beobachten und die langfristige Differenz bei einem Land gegenüber einem anderen Land bzw. dem Mittelwert beträgt $-\gamma_n/\rho_n$.

Eine Reihe von empirischen Untersuchungen beschränkt sich auf diese beiden Fälle und klammert das Vorhandensein eines deterministischen Trends in der Testgleichung a priori aus.¹⁵ Dies kann jedoch zu Fehlschlüssen führen, wenn den beobachteten Daten ein trendstationärer Prozeß zugrunde liegt, d. h. zusätzlich zu $\rho_n < 0$ sind

- (c) $\gamma_n \neq 0$ und $\delta_n \neq 0$: in diesem Fall legen die Daten nämlich je nach dem Vorzeichen des zur Trendvariablen gehörigen Koeffizienten einen Aufhol- und ggf. Überholprozeß bzw. einen Rückfallprozeß nahe.¹⁶ Allgemein impliziert diese Parameterkonstellation, daß die interessierende Größe in dem betreffenden Land zu einer eigenen langfristigen Wachstumsrate konvergiert, die sich um $-\delta_n/\rho_n$ von der langfristigen Wachstumsrate des Mittelwerts oder des anfänglich führenden Landes unterscheidet. Bei einem von Null verschiedenen Trendkoeffizienten kann somit keine Konvergenz im Sinne der gerade erwähnten Definitionen auftreten, er kann aber mit einem adäquaten Vorzeichen mit der ersten Definition von Bernard/Durlauf (1996) bzw. dem Konzept der β -Konvergenz vereinbar sein, die Konvergenz als Aufholprozeß verstehen, aber gleichzeitig nur für einen fixierten Zeitraum gelten.

Obwohl mit der Berücksichtigung eines deterministischen Trends ein gewisser – temporärer – Brückenschlag zwischen den verschiedenen Konvergenzdefinitionen bzw. zwischen den Zeitreihen- und Querschnittstests hergestellt werden

¹⁵Vgl. z. B. Aubyn (1999), Bernard/Durlauf (1995), Bernard/Jones (1996), Bohl (1998), Evans (1998), Evans/Karras (1996) und Pascual (2000).

¹⁶Dieser Fall wird auch in Oxley/Greasley (1995; 1999); Camarero/Esteve/Tamarit (2000) und Lim/McAleer (2000) einbezogen. Allerdings interpretieren diese Autoren einen trendstationären Prozeß für die Differenzen nur als Aufholprozeß, bei dem zwar eine Verringerung des Abstandes stattfindet, er aber noch nicht beseitigt ist. In Galli (1997) wird zwar ein deterministischer Trend in die Testgleichungen einbezogen, aber seine Signifikanz und sein Aussagegehalt wird nicht betrachtet.

kann, muß noch einmal auf die grundsätzlichen Unterschiede hingewiesen werden. Die beiden Konzepte gehen nämlich von unterschiedlichen Annahmen hinsichtlich der statistischen Eigenschaften des Datenmaterials aus (Bohl, 1998). Bei den Querschnittstests wird angenommen, daß die Daten sich im Übergang zu ihrer Grenzverteilung befinden und unter Konvergenz wird verstanden, daß sich die anfänglichen Unterschiede zwischen den Ländern innerhalb eines fixierten Zeitraums verringern. Bei den Zeitreihentests wird hingegen die Annahme geprüft, ob den Daten ein zeitinvarianter Prozeß zugrunde liegt und sie mithin bereits nahe ihrer Grenzverteilung sind. Konvergenz bedeutet dann, daß die Ausgangsbedingungen keine statistisch signifikante Auswirkung auf die Erwartungswerte der Differenzen zwischen den interessierenden Ländern haben. Mithin haben Zeitreihentests auch nur eine sehr geringe Macht, wenn sie bei Ländern im Übergangszustand angewendet werden, weil sie dann dazu neigen, die Nullhypothese der Nichtkonvergenz irrtümlich nicht abzulehnen. Die Angemessenheit eines Meßkonzept hängt also auch davon ab, ob die Daten eher durch Übergangsdynamiken oder durch Gleichgewichtszustände geprägt sind (Bernard/Durlauf, 1996).

Jedoch auch aus der Sicht der ökonometrischen Theorie wirft die Verwendung von Einheitswurzeltests für einzelne Zeitreihen ein Problem auf. Sowohl für den DF- und ADF-Test als auch für den Phillips-Perron-Test gilt es als gesichert, daß sie in endlichen Stichproben für den Fall, daß ρ_n nahe null ist, bezüglich der Alternativhypothese $H_A : \rho_n < 0$ eine relativ geringe Macht haben, d. h. die Wahrscheinlichkeit, einen Fehler zweiter Art (β -Fehler) zu begehen und die Nullhypothese nicht abzulehnen, obwohl sie nicht zutrifft, ist relativ hoch. Liegen die interessierenden Zeitreihen für mehrere Querschnitteinheiten vor, so kann die Macht der Einheitswurzeltests dadurch erhöht werden, daß sie in geeigneter modifizierter Form auf die Paneldaten angewendet werden. Einige der ersten Arbeiten auf diesem Gebiet finden sich in Breitung (1992), Breitung/Mayer (1994), Levin/Lin (1992; 1993) und Quah (1994). Diese Ansätze modifizieren die univariaten DF- und ADF-Tests zwar so, daß sie für Paneldaten genutzt werden können, weisen aber zwei Eigenschaften auf, die für praktische Anwendungen problematisch sind. Zum einen werden – mit Ausnahme von Levin/Lin (1993) – identische dynamische Strukturen für alle Querschnitteinheiten unterstellt und mithin wird eine mögliche Art von Heterogenität der Zeitreihen vernachlässigt. Zum anderen wird auch die zweite mögliche Form der Heterogenität der Zeitreihen ausgeklammert, indem angenommen wird, daß ρ für die n Querschnitteinheiten gleich sei. Dies impliziert den Test einer Nullhypothese $H_0 : \rho_n = 0$ für alle n gegen die Alternativhypothese $H_A : \rho_n < 0$ für alle n . In Maddala (1999) und Maddala/Wu (1999) wird zurecht darauf hingewiesen, daß bei einer solchen Hypothesenwahl die Nullhypothese zwar im Regelfall Sinn mache, die Alternativhypothese aber so streng sei, daß sie kaum bei irgendeiner empirischen Anwendung gelten könne. Als Beispiel führen sie Tests der Konvergenzhypothese an, bei denen die Nullhypothese, daß keine Konvergenz vorliege und mithin $\rho = 0$ sei, – wie auch in diesem Abschnitt geschehen – formuliert werden könne, die Alternativhypothese aber, daß alle Länder mit der gleichen Rate konvergierten, wenn die Nullhypothese

abgelehnt würde, kaum sinnvoll wäre.¹⁷

Diese Kritik aufgreifend sind in jüngerer Zeit zwei Testverfahren für Paneldaten vorgeschlagen worden, die sehr flexibel in bezug auf die dynamische Spezifikation für die einzelnen Querschnittseinheiten sind und eine rigide Formulierung der Alternativhypothese vermeiden (Im/Pesaran/Shin, 1997; Maddala/Wu, 1999).¹⁸ Beide Testverfahren basieren auf separaten Einheitswurzeltests für die betrachteten N Zeitreihen und die gemeinsame Testgröße für den Querschnitt wird aus deren Ergebnissen hergeleitet.

Der in Im/Pesaran/Shin (1997) vorgeschlagene Test (im folgenden IPS-Test genannt) beruht auf einer Durchschnittsbildung für die t -Werte der ADF-Tests für die einzelnen Zeitreihen, so daß er in der englischsprachigen Literatur auch als t -bar Test bezeichnet wird.¹⁹ Dabei wird in der allgemeinsten Form ausgehend von N Testgleichungen

$$\Delta y_{nt} = \gamma_n + \delta_n t + \rho_n y_{n,t-1} + \lambda_{ni} \sum_{i=1}^{p-1} \Delta y_{nt-i} + v_{nt},$$

für alle $n = 1, 2, \dots, N$ (12)

die Nullhypothese auf Einheitswurzeln in allen N Zeitreihen des Querschnitts

$$H_0 : \rho_n = 0 \text{ für alle } n \quad (13)$$

gegen die Alternativhypothese

$$H_A : \rho_n < 0, n = 1, 2, \dots, N_1, \rho_n = 0, n = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (14)$$

getestet. Mithin kann ρ für die einzelnen Zeitreihen variieren und es ist möglich, daß auch unter der Alternativhypothese einzelne Zeitreihen eine Einheitswurzel aufweisen. Unter der Annahme, daß N und T hinreichend groß sind, ist die

¹⁷Eine Anwendung des Ansatzes in Levin/Lee (1992) mit einigen Modifikationen wird in Bernard/Jones (1995) zur Konvergenzanalyse für die totalen Faktorproduktivitäten in den verschiedenen Wirtschaftssektoren der OECD-Länder verwendet. Evans/Karras (1996) und Evans (1998) verwenden zur Konvergenzanalyse der Pro-Kopf-Einkommen der US-Bundesstaaten und einer Gruppe von 54 Ländern eine modifizierte Form des Ansatzes von Levin/Lee (1993), während Bohl (1998) den Originalansatz benutzt, um die Pro-Kopf-Einkommen der elf westdeutschen Bundesländer auf Konvergenz zu überprüfen. Gaulier/Hurlin/Jean-Pierre (1999) wiederum modifizieren den Ansatz aus Evans/Karras (1996) und schlagen eine geschachtelte Testprozedur vor, um verschiedene Konvergenzprozesse zu charakterisieren, und wenden diesen Ansatz auf drei Gruppen von Ländern (EU, OECD und 86 Länder weltweit) an.

¹⁸In der theoretischen und angewandten ökonometrischen Literatur sind natürlich noch eine Reihe weiterer Einheitswurzeltests für Paneldaten vorgeschlagen worden, die jedoch in den meisten Fällen die zuvor erwähnte rigide Hypothesenwahl und Annahmensetzung beibehalten. Vgl. O'Connell (1998), Hadri (2000), Harris/Tzavalis (1999) und Taylor/Sarno (1998). Pascual (2000) nutzt den multivariaten Ansatz aus Taylor/Sarno (1998), um auf eine Konvergenz der totalen Faktorproduktivitäten für verschiedene Wirtschaftszweige in 13 OECD-Ländern zu testen. In einem zweiten Schritt legt er mit einem in Breuer/NcNown/Wallace (1999) vorgestellten Ansatz die Anzahl der konvergierenden Länder fest.

¹⁹Alternativ wird in Im/Pesaran/Shin (1997) auch ein analog aufgebauter LM -bar Test vorgeschlagen.

Konsistenz dieses Tests dann gewährleistet, wenn bei Gültigkeit der Alternativhypothese der Anteil der stationären Zeitreihen größer als null ist, nämlich dann, wenn $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = c_1$, $0 < c_1 \leq 1$, ist.

Die Testgröße lautet:

$$\Psi_{\bar{t}} = \frac{\sqrt{N} \left\{ \bar{t}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N E[t_{nT}(p_i - 1, \mathbf{0}) \mid \rho_n = 0] \right\}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \text{Var}[t_{nT}(p_i - 1, \mathbf{0}) \mid \rho_n = 0]}}, \quad (15)$$

wobei \bar{t}_{NT} der Durchschnitt der ADF-Testgrößen $t_{nT}(p_i - 1, \lambda_n)$ für die einzelnen Zeitreihen ist. Die Werte für die Erwartungswerte $E[t_{nT}(p_i - 1, \mathbf{0}) \mid \rho_n = 0]$ und Varianzen $\text{Var}[t_{nT}(p_i - 1, \mathbf{0}) \mid \rho_n = 0]$ der einzelnen t -Statistiken bei Gültigkeit der Nullhypothese sind durch stochastische Simulationen für verschiedene Werte von $p_i - 1$ und T ermittelt worden und in der Tabelle 2 des Anhanges zu Im/Pesaran/Shin (1997) wiedergegeben. Bei Gültigkeit der Nullhypothese gehorcht die Testgröße asymptotisch einer Standardnormalverteilung. Ihre Konsistenz ist gewährleistet, wenn $N \rightarrow \infty$ und $T \rightarrow \infty$ kontrolliert divergieren, so daß $N/T \rightarrow k$ strebt, wobei k eine endliche positive Konstante ist.

Allerdings ist es für die Konsistenz des IPS-Tests – wie bei den meisten anderen Einheitswurzeltests für Paneldaten – auch erforderlich, daß die Störgrößen der einzelnen Testgleichungen nicht kontemporär miteinander korreliert sind. Dies wird in der Praxis nicht immer gegeben sein, weil die Querschnittseinheiten durch gemeinsame Schocks beeinflusst sein können. Lassen sich diese Schocks durch gemeinsame zeitspezifische Effekte in der Form

$$v_{nt} = \theta_t + \varepsilon_{nt} \quad (16)$$

erfassen, so bietet es sich an, sie durch die Subtraktion der Mittelwerte der interessierenden Größe für den gesamten Querschnitt aus den einzelnen Zeitreihen zu entfernen, d. h. für die Tests die bereinigten Zeitreihen $\tilde{y}_{nt} = y_{nt} - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{nt}$ zu verwenden (vgl. Im/Pesaran/Shin, 1997). Außer der Tatsache, daß diese Mittelwertbereinigung die Unabhängigkeit der individuellen Prozesse für die Störgrößen der einzelnen Testgleichungen asymptotisch sicher stellt, hat sie auch den Vorteil, daß sie die Kompatibilität mit der Zeitreihenkonvergenzdefinition nach Evans/Karras (1996) gewährleistet.²⁰ Da zudem bei einem sehr langen Zeithorizont deren Definition mit der zweiten Konvergenzdefinition von Bernard/Durlauf (1996) zusammenfällt, dürfte die alternative Subtraktion der Zeitreihenwerte des anfänglich führenden Landes im Falle einer Konvergenz asymptotisch den gleichen Effekt haben.²¹

Ein alternativer Einheitswurzeltest für Paneldaten, der auf einer Quasi-Durchschnittsbildung beruht, wird in Maddala/Wu (1999) vorgeschlagen (im

²⁰Sind die Zeiteffekte zeitreihenspezifisch oder variieren sie für einzelne Untergruppen des gesamten Querschnitts, so können sie, wenn θ_t eine bekannte Funktion ist – z. B. $\theta_t = t$ – unmittelbar in der ADF-Testgleichung berücksichtigt werden (Im/Pesaran/Shin, 1997).

²¹Eine Anwendung des IPS-Tests im Rahmen einer Konvergenzüberprüfung für die Pro-Kopf-Einkommen von 102 Ländern findet sich in Lee/Pesaran/Smith (1997).

folgenden MW-Test genannt). Allerdings werden nun die Signifikanzniveaus der Einheitswurzeltests für die einzelnen Zeitreihen unmittelbar miteinander kombiniert. Mit Rückgriff auf Fisher (1932) wird dazu der Umstand genutzt, daß bei kontinuierlichen Testgrößen die Signifikanzniveaus w_n unabhängige gleichverteilte Zufallsvariablen sind, und die aus ihnen gebildete Funktion $-2 \ln w_n$ gehorcht einer χ^2 -Verteilung mit zwei Freiheitsgraden. Unter Verwendung der Additivitätseigenschaft der χ^2 -Verteilung ergibt sich dann die Testgröße für N Querschnittseinheiten

$$W = -2 \sum_{n=1}^N \ln w_n, \quad (17)$$

die einer χ^2 -Verteilung mit $2N$ Freiheitsgraden gehorcht. Durch diese einfache Kombination der Signifikanzniveaus ist der MW-Test hochgradig flexibel. Anders als beim IPS-Test kann ihm jeder beliebige Einheitswurzeltest zugrunde gelegt werden.

Genauso wie beim IPS-Test ist es für die Validität des MW-Tests erforderlich, daß die Störgrößen der Testgleichungen für die einzelnen Zeitreihen nicht kontemporär miteinander korreliert sind. Deshalb bietet sich hier auch die gleiche Bereinigung der ursprünglichen Zeitreihen wie beim IPS-Test an.

Natürlich stellt sich bei den Einheitswurzeltests für Paneldaten, die weitgehend auf asymptotischen Eigenschaften basieren, die Frage nach ihren Eigenschaften und ihrer Macht in endlichen Stichproben. Eine Antwort darauf können nur extensive Simulationsstudien liefern. Sowohl Im/Pesaran/Shin (1997) als auch Maddala/Wu (1999) finden dabei heraus, daß ihr Test jeweils dem Test in Levin/Lin (1993) überlegen ist. Allerdings ist hier ein Vergleich eigentlich nicht zulässig und wenig aussagekräftig, weil dem Test von Levin und Lin eine andere Alternativhypothese zugrunde liegt als dem IPS- und MW-Test (vgl. auch Maddala, 1999). Zudem kommen Maddala/Wu (1999) zu dem Schluß, daß ihr Test im Regelfall dem IPS-Test leicht überlegen ist. Zwar ist nach ihren Simulationsergebnissen die Macht des IPS-Tests etwas größer, wenn keine kontemporäre Korrelation der Störgrößen der einzelnen Testgleichungen vorliegt. Liegt sie aber vor, so ist dieses Problem beim MW-Test weniger schwerwiegend. Dies gilt insbesondere, wenn T groß und N nicht sehr groß ist. In Choi (2001) ergeben sich aufgrund seiner Simulationsstudien die folgenden Schlußfolgerungen für den IPS- und MW-Test:

1. Das empirische Niveau sowohl des IPS- als auch des MW-Tests ist bei kleinem N nahe dem nominalen Signifikanzniveau von 5 %. Der MW-Test zeigt leichte Niveauverzerrungen bei $N = 100$, während der IPS-Test auch dann keine Verzerrung aufweist, wenn N relativ zu T groß ist.
2. Bezüglich der niveauadjustierten Macht ist der MW-Test dem IPS-Test überlegen.
3. Wenn ein linearer Trend in die Testgleichungen aufgenommen wird, nimmt die Macht beider Tests ab.

Abschließend muß noch darauf hingewiesen werden, daß bei der Interpretation von Einheitswurzeltests für Paneldaten mit einer Durchschnittsbildung eine gewisse Vorsicht geboten ist, wenn das Ergebnis für eine Zeitreihe den gesamten Test dominiert. Maddala (1999) führt als Beispiel einen MW-Test für zehn Querschnittseinheiten an, bei dem für neun Einheiten $w_n = 0,5$ und für eine Einheit $w_n = 0,000001$ ist. In solch einem Fall wird der χ^2 -Wert sehr hoch sein, und die Nullhypothese, daß alle Zeitreihen nichtstationär seien, muß deutlich abgelehnt werden. Zwar widerspricht dieses Ergebnis nicht der Alternativhypothese, daß ein Teil der betrachteten Zeitreihen stationär sei, zusammenfassende Schlußfolgerungen für alle zehn Zeitreihen können aus ihm aber nicht gezogen werden. Mithin sind Einheitswurzeltests für Paneldaten wenig aussagekräftig, wenn einzelne Ausreißer vorliegen. In diesem Fall kommen die relevanten Informationen von den einzelnen Zeitreihentests.

Diesen Einwand einbeziehend, wird bei dem auf Zeitreihen und Paneldaten basierenden Teil der empirischen Untersuchung zur Konvergenz der Innovationsstätigkeit die folgende Teststrategie angewendet. Zunächst werden sowohl ADF- als auch Phillips-Perron-Tests für jedes der 15 EU-Länder durchgeführt. Dabei wird ein besonderes Augenmerk darauf gelegt, ob die einzelnen Testgleichungen eine signifikante Konstante und einen signifikanten Trend enthalten, weil dies entscheidend für die Art der Konvergenz ist. Anschließend werden im ersten Schritt für alle 15 Länder die ADF-Tests in einem IPS-Test und die ADF- und Phillips-Perron-Tests in einem MW-Test zusammengefaßt. In einem zweiten Schritt werden dann abermals IPS- und MW-Tests für die Untergruppen der Testgleichungen ohne (oder mit nicht signifikanter) Konstante (bei Stationarität: absolute Zeitreihenkonvergenz), mit Konstante (bei Stationarität: bedingte Zeitreihenkonvergenz) und mit Konstante und Trend (bei Stationarität: Konvergenz als Auf- und Überholprozeß bzw. als Rückfallprozeß, d. h. Konvergenz zu einer eigenen langfristigen Wachstumsrate) durchgeführt. Dabei werden alle Tests sowohl bezogen auf den Mittelwert $\overline{\ln y_t}$ als auch auf das anfänglich führende Land durchgeführt.

4 Ergebnisse der empirischen Analyse

Aufbauend auf den verschiedenen Konvergenzdefinitionen wird im folgenden ökonomisch analysiert, ob für die US-Patenterteilungen der fünfzehn EU-Staaten im Zeitraum von 1963 bis 1998 eine Konvergenz oder Divergenz beobachtet werden kann. Zur Anwendung kommt die Bandbreite der Testverfahren, die im vorherigen Abschnitt dargestellt und diskutiert wurde. So ist eine Vergleichbarkeit gewährleistet und es können ihre – möglicherweise – unterschiedlichen Ergebnisse gegeneinander abgewogen werden.

4.1 Tests auf β - und σ -Konvergenz

Als Ausgangspunkt der Analyse wurden zunächst für die US-Patenterteilungen der EU-Länder pro einer Million Einwohner für jeden Jahrgang die Standardabweichung und der Variationskoeffizient berechnet. Für die Standardabweichungen läßt sich dabei trendmäßig ein Anstieg feststellen (vgl. Abbildung 1).

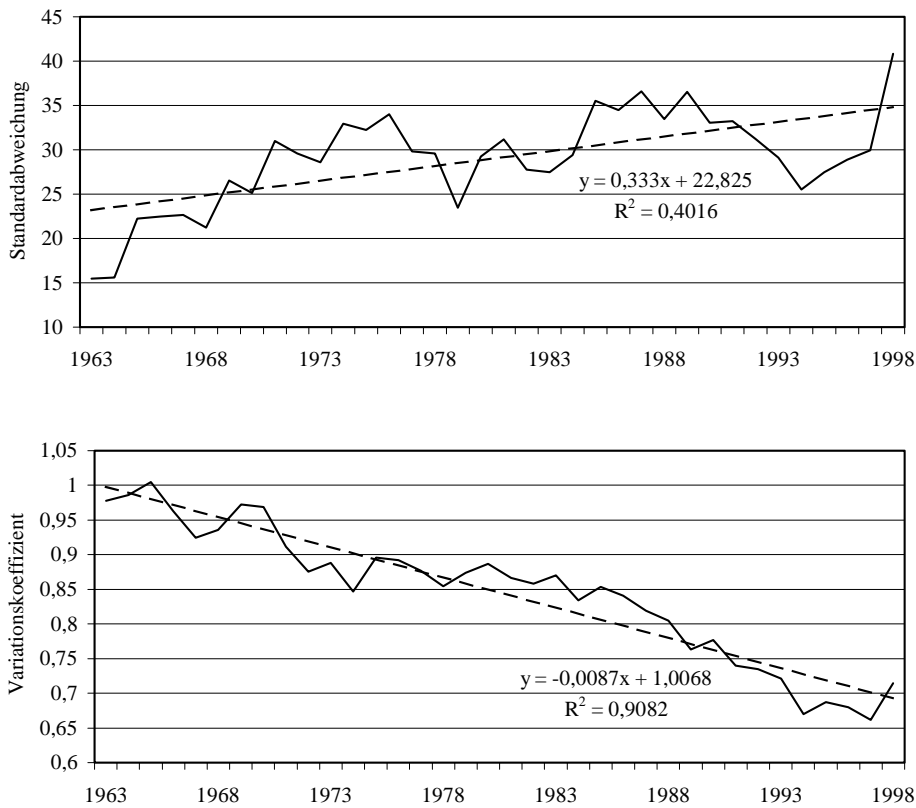


Abbildung 1: Test auf σ -Konvergenz für die am USPTO erteilten Patente pro einer Million Einwohner

Dieses Ergebnis steht im Einklang mit dem Befund in Patel/Pavitt (1994), wo für 16 OECD-Staaten (zwölf EU-Staaten ohne Griechenland, Luxemburg und Österreich sowie Japan, Kanada, Norwegen und die Schweiz) bei den Pro-Kopf-US-Patenterteilungen eine Zunahme der Standardabweichungen von 35,05 im Zeitraum 1963 bis 1968 auf 53,58 im Zeitraum von 1986 bis 1990 attestiert wurde. Unterstellt man eine Vergleichbarkeit der verwendeten Daten, so scheinen jedoch die 15 EU-Länder eine homogenere Gruppe zu sein, denn für sie lagen die Standardabweichungen im gesamten Beobachtungszeitraum wesentlich niedriger. Ähnlich wie bei den in Patel/Pavitt (1994) betrachteten 16 OECD-Länder kann zudem auch für die EU-Länder nicht von einem gleichförmigen Trend bei den Standardabweichungen ausgegangen werden, sondern für den Zeitraum von 1963 bis 1974 kann eine starke Zunahme beobachtet werden, bevor ein erstes Plateau erreicht wird. Nach dem dann folgenden Rückgang pendeln sich die Standardabweichungen ab der Mitte der achtziger bis zum Beginn der neunziger Jahre auf einem zweiten, etwas höher liegenden Niveau ein. Für den Rest der neunziger Jahre kann für die EU-Länder zunächst eine Abnahme der absoluten Streuung festgestellt werden, die am aktuellen Rand aber wieder zunimmt.

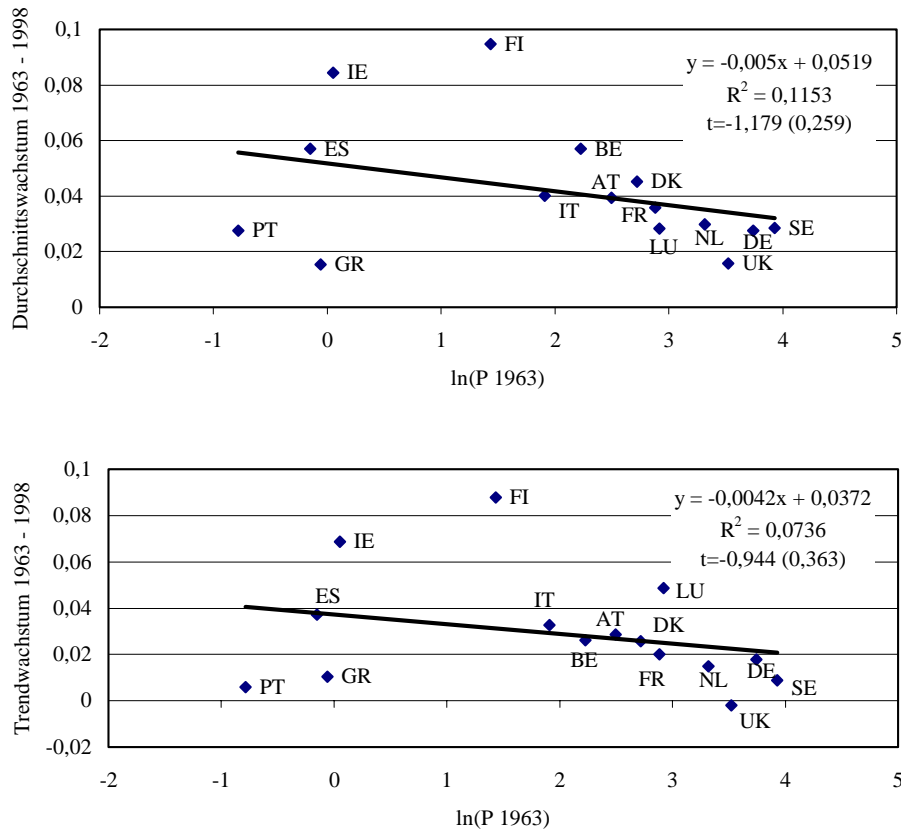
Jedoch ist – wie bereits im vorigen Abschnitt angesprochen – ein intertemporaler Vergleich von absoluten Streuungsmaßen nur wenig aussagekräftig, wenn der Mittelwert der betrachteten Größe im Zeitablauf ansteigt. Dies ist bei den US-Patenterteilungen der EU-Länder der Fall, so daß ein relatives Streuungsmaß wie der Variationskoeffizient zur Überprüfung auf σ -Konvergenz geeigneter ist.²² Abbildung 1 zeigt, daß der Variationskoeffizient für den gesamten Beobachtungszeitraum von 1963 bis 1998 ohne allzu große Schwankungen beständig abnimmt. Das lineare Bestimmtheitsmaß von 0,908 belegt dabei die hohe Signifikanz des negativen Trends. Dieser Befund spricht dafür, daß innerhalb der EU langfristig eine Angleichung der Innovationstätigkeiten, soweit sie sich in internationalen Patenterteilungen ausdrücken, festzustellen ist. Allerdings gibt diese Berechnung der σ -Konvergenz keine Auskunft darüber, ob alle EU-Länder an dieser Annäherung der Innovationstätigkeit partizipieren. Wenn die Konvergenz nämlich durch einen Aufholprozeß der Länder bedingt ist, die im Ausgangszeitpunkt nur relativ wenige US-Patente pro einer Million Einwohner erteilt bekamen, dann müßten diese in den nachfolgenden Jahren deutlich höhere Wachstumsraten bei den Patenterteilungen aufweisen. Es wird also interessant sein, dieses Ergebnis mit den Ergebnissen der Tests auf β -Konvergenz und der Zeitreihen- und Paneldatentests auf Konvergenz zu vergleichen.

Im nächsten Schritt der Analyse wurden die US-Patenterteilungen der EU-Länder den üblichen Tests auf absolute β -Konvergenz unterzogen. Weil die Patenterteilungen in diese Berechnungen als logarithmierte Größen eingehen und für einige Jahre bei einigen Ländern keine Patenterteilungen vorliegen, mußten die Originaldaten in geeigneter Form transformiert werden. Analog zum Vorgehen in Eaton/Kortum (1996) wurde deshalb für alle Länder und Jahre zu der absoluten Anzahl der Patenterteilungen eins addiert, bevor sie durch die Bevölkerungszahl dividiert und dann logarithmiert wurden. Als durch das logarithmierte Ausgangsniveau der Pro-Kopf-Patenterteilungen im Jahre 1963 zu erklärende Wachstumsraten wurden zum einen die durchschnittliche Wachstumsrate und zum anderen die Trendwachstumsrate von 1963 bis 1998 verwendet.

Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, daß die Schätzwerte für die β -Koeffizienten zwar ein negatives Vorzeichen aufweisen, jedoch kann die Nullhypothese, daß $\beta = 0$ ist, auf den üblichen Signifikanzniveaus nicht abgelehnt werden. Mithin ist davon auszugehen, daß bei einer Gesamtschau über alle 15 EU-Länder keine β -Konvergenz der Innovationstätigkeit vorliegt. Da die drei südeuropäischen Länder Griechenland, Portugal und Spanien bei den US-Patenterteilungen pro einer Million Einwohner kaum eine oder gar keine Wachstumsdynamik aufweisen, wurden die Konvergenzgleichungen unter Aussparungen dieser Länder erneut geschätzt. Wird die durchschnittliche Wachstumsrate als zu erklärende Variable verwendet, so ergibt sich nun (heteroskedastizitätskonsistente t -Werte in Klammern):

$$\hat{g}_n = \begin{matrix} 0,093 & - & 0,019 & \ln p_0, & R^2 = 0,743. \\ (7,717) & & (-5,127) & & \end{matrix}$$

²²Diese Kritik an dem Vorgehen in Patel/Pavitt (1994) findet sich auch in Verspagen (1996).



Anmerkung: Zur Berechnung der t-Werte wurden Whites heteroskastizitätskonsistente Schätzer der Varianz-Kovarianzmatrix verwendet. Signifikanzniveaus in Klammern.

Abbildung 2: Test auf β -Konvergenz für die am USPTO erteilten Patente pro einer Million Einwohner

Analog ergibt sich bei der Schätzung für die Trendwachstumsraten:

$$\hat{\phi}_n = \begin{matrix} 0,080 & - & 0,019 & \ln p_0, & R^2 = 0,645. \\ (5,608) & & (-4,248) & & \end{matrix}$$

In beiden Fällen ist nun der β -Koeffizient hoch signifikant kleiner als null. Klammert man für einen Moment das Problem der ausgelassenen Variablen aus, so kann für die verbleibenden EU-Länder von einer absoluten β -Konvergenz bei der Innovationstätigkeit ausgegangen werden.²³ Allerdings erfolgt diese Konvergenz mit einer Rate von 1,9 % pro Jahr – was erstaunlicherweise der bedingten Konvergenzrate von 2 % in zahlreichen Querschnittsuntersuchungen für die Pro-Kopf-Einkommen in verschiedenen Stichproben entspricht – nur recht langsam (vgl. z. B. Barro/Sala-i-Martin, 1992 und Sala-i-Martin, 1996).

²³Eine Differenzierung zwischen absoluter und bedingter Konvergenz kann im nächsten Untersuchungsschritt mit den Zeitreihen- und Paneldatentests vorgenommen werden, weil dann die Absolutglieder die länderspezifischen Unterschiede erfassen.

4.2 Zeitreihen- und Paneldatentests der Konvergenzhypothese

Die Zeitreihentests wurden jeweils für den Zeitraum von 1967 bis 1998 durchgeführt, während die davor liegenden Beobachtungen für die Differenzenbildung und potentielle Zeitverzögerungen zur Erfassung der in den Zeitreihen vorhandenen Autokorrelation genutzt wurden. Die zusätzlich verwendeten Paneldatentests auf Einheitswurzeln runden diese Analyse ab und können in einigen Fällen die Schwächen der Zeitreihentests ausgleichen. Oft fallen jedoch bereits die Zeitreihentests so eindeutig aus, daß die Paneldatentests diese Ergebnisse nur bestätigen können.

In Tabelle 1 sind die Ergebnisse dieser Überprüfungen wiedergegeben. In der ersten Gruppe sind die Länder versammelt, deren Testgleichungen im Falle des Phillips-Perron-Tests weder eine Konstante noch einen Trend und im Falle der ADF-Tests eine nichtsignifikante Konstante und keinen Trend enthalten. Eigentlich wäre es vorzuziehen gewesen, auch die ADF-Tests ohne Konstante durchzuführen, jedoch sind die simulierten Erwartungswerte und Varianzen der Testgrößen des IPS-Tests in Im/Pesaran/Shin (1997) nur für die Fälle mit einer Konstanten tabelliert. Zu dieser ersten Gruppe gehören Belgien und Deutschland, für die sowohl die Zeitreihen- als auch die Paneldatentests auf den üblichen Signifikanzniveaus zeigen, daß die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht abgelehnt werden kann.

Für die zweite Gruppe von Ländern, bei denen die Testgleichungen eine signifikante Konstante enthalten, belegen der MW- und der IPS-Test überwältigend, daß zumindest bei einigen von ihnen eine bedingte Konvergenz der Innovationstätigkeit stattfindet (Fall 2: keine Einheitswurzel, d. h. $\rho_n < 0$, und die Konstante $\gamma_n \neq 0$). Zudem fallen die Einheitswurzeltests für die einzelnen Zeitreihen so eindeutig aus, daß für Österreich, Dänemark, Italien und Portugal von solch einer bedingten Konvergenz ausgegangen werden muß, während Spanien und Luxemburg nicht gegen den Mittelwert konvergieren.

In der dritten Gruppe befinden sich jene Länder mit Testgleichungen, die sowohl eine signifikante Konstante als auch einen signifikanten Trend enthalten. Diese Länder wachsen langfristig mit einer anderen Rate als der Mittelwert. Sie holen bei der Innovationstätigkeit entweder auf oder fallen zurück. Langfristig konvergieren sie zu einem eigenen Wachstumspfad. Auch hier können die Ergebnisse der Paneldatentests, die zeigen, daß zumindest einige Länder zu ihrem eigenen Wachstumspfad konvergieren, durch die weitgehend eindeutigen Zeitreihentestergebnisse näher eingegrenzt werden. Zu ihrem eigenen Wachstumspfad konvergieren Finnland, Frankreich und Griechenland. Eine solche Konvergenz liegt hingegen nicht für Schweden und Großbritannien vor. Keine eindeutigen Ergebnisse ergeben sich für Irland und die Niederlande. Hier legen zwar die Phillips-Perron-Testgrößen nahe, daß eine Konvergenz zu einem eigenen Wachstumspfad stattfindet, die ADF-Tests, für die eine größere Anzahl an Zeitverzögerungen gewählt wurde, erlauben es aber sehr eindeutig nicht, die Nullhypothese der Nichtkonvergenz abzulehnen. Da anzunehmen ist, daß die nichtparametrische Korrektur des Phillips-Perron-Tests in diesen Fällen die vorhandene Autokorrelationsstruktur nur sehr unvollständig erfaßt, sollten die Ergebnisse der ADF-Tests mit Zeitverzögerungen von einem bzw. drei Jahren

Tabelle 1: Einheitswurzeltests für die am USPTO erteilten Patente bezogen auf den Mittelwert der 15 EU-Länder

Land	PP-Statistik	Sig.-niveau	ADF-Statistik	Sign.-niveau	Lags
<i>Gruppe 1: Keine bzw. nichtsignifikante Konstante, kein Trend</i>					
BE	0,104	0,809	-1,617	0,462	0
DE	-1,306	0,170	-0,697	0,834	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 1</i>					
MW-Test	4,198	0,380	1,906	0,753	
IPS-Test			0,587	0,722	
<i>Gruppe 2: Konstante, kein Trend</i>					
AT	-3,351	0,021	-3,379	0,019	0
DK	-3,624	0,011	-3,581	0,012	0
ES	-1,812	0,368	-1,789	0,379	0
IT	-3,006	0,045	-3,002	0,045	0
LU	-2,081	0,253	-2,150	0,228	0
PT	-4,521	0,001	-4,530	0,001	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 2</i>					
MW-Test	41,444	0,000	41,543	0,000	
IPS-Test			-4,262	0,000	
<i>Gruppe 3: Konstante und Trend</i>					
FI	-4,086	0,016	-4,156	0,013	0
FR	-3,812	0,029	-3,899	0,024	0
GR	-6,303	0,000	-6,337	0,000	0
IE	-4,226	0,011	-2,104	0,524	1
NL	-3,986	0,020	-3,199	0,103	3
SE	-2,403	0,371	2,302	0,421	0
UK	-2,832	0,197	-2,885	0,180	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 3</i>					
MW-Test	57,073	0,000	46,892	0,000	
IPS-Test			-4,367	0,000	
<i>Paneldatentests für alle 15 EU-Staaten</i>					
MW-Test	102,715	0,000	90,341	0,000	
IPS-Test			-5,441	0,000	

als aussagekräftiger angesehen werden. Zudem belegen der MW- und IPS-Test über alle 15 EU-Länder, daß – wie bei diesen Einzelergebnissen nicht anders zu erwarten – die US-Patenterteilungen einiger EU-Länder keine Einheitswurzel enthalten.

Alternativ wurde für die gesamten US-Patenterteilungen ebenfalls überprüft, ob die einzelnen Länder mit dem zum Ausgangszeitpunkt 1963 führenden Land Schweden konvergieren (Tabelle 2). Werden als erstes die Länder betrachtet, die potentielle Kandidaten für eine absolute Konvergenz sind, d. h. die keine bzw. eine nichtsignifikante Konstante und keinen Trend enthalten, so kann sowohl aufgrund des MW- als auch aufgrund des IPS-Tests die Nullhypothese einer Nichtkonvergenz nicht abgelehnt werden. Für Frankreich, Italien

Tabelle 2: Einheitswurzeltests für die am USPTO erteilten Patente bezogen auf das 1963 führende Land Schweden

Land	PP-Statistik	Sig.-niveau	ADF-Statistik	Sign.-niveau	Lags
<i>Gruppe 1: Keine bzw. nichtsignifikante Konstante, kein Trend</i>					
DE	-1,671	0,089	-1,335	0,601	0
FR	-0,446	0,514	-1,402	0,569	0
IT	-1,010	0,274	-1,326	0,605	0
LU	-1,226	0,197	-2,089	0,285	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 1</i>					
MW-Test	12,005	0,151	5,658	0,685	
IPS-Test			-0,027	0,489	
<i>Gruppe 2: Konstante, kein Trend</i>					
AT	-2,235	0,198	-2,311	0,175	0
GR	-5,678	0,000	-5,612	0,000	0
NL	-1,888	0,333	-1,739	0,403	0
PT	-4,623	0,001	-4,645	0,001	0
UK	-2,056	0,263	-2,029	0,274	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 2</i>					
MW-Test	42,313	0,000	41,849	0,000	
IPS-Test			-4,383	0,000	
<i>Gruppe 3: Konstante und Trend</i>					
BE	-1,833	0,665	-1,826	0,669	0
DK	-3,489	0,058	-3,476	0,059	0
ES	-2,006	0,576	-1,942	0,610	0
FI	-2,984	0,152	-3,091	0,125	0
IE	-2,816	0,202	-2,790	0,211	0
<i>Paneldatentests für Gruppe 3</i>					
MW-Test	14,589	0,148	14,710	0,143	
IPS-Test			-1,219	0,111	
<i>Paneldatentests für 14 EU-Staaten (bezogen auf Schweden)</i>					
MW-Test	68,907	0,000	62,217	0,000	
IPS-Test			-3,392	0,000	

und Luxemburg wird dieses Ergebnis auch durch die Zeitreihentests bestätigt. Etwas anders sieht es im Falle Deutschlands aus. Beim Phillips-Perron-Test kann die Alternativhypothese einer absoluten Konvergenz zumindest auf einem Signifikanzniveau von 9 % nicht abgelehnt werden. Das der MW-Test trotzdem die Alternativhypothese, daß zumindest eins der vier Länder bei der Innovationstätigkeit konvergiert, ablehnt, dürfte an der hohen Ablehnungswahrscheinlichkeit des Zeitreihentests für Frankreich liegen. Hier greift der bereits zitierte Mahnung zur Vorsicht aus Maddala (1999) bei Paneldatentests, die auf Durchschnittsbildungen beruhen und bei denen einzelne Ausreißer ein besonderes Gewicht erlangen können. Diese Gefahr ist natürlich bei einer kleinen Zahl von Querschnitten besonders hoch und hier sollte den einzelnen Zeitreihen besondere Aufmerksamkeit geschenkt werden. Zwar lehnt auch der ADF-Test

die Alternativhypothese für Deutschland ab, das niedrige Signifikanzniveau ist aber vor allem der Tatsache geschuldet, daß die Testgleichung eine nichtsignifikante Konstante enthält, die den kritischen Wert in diesem Fall ungerechtfertigt in die Höhe drückt. Zudem ist davon auszugehen, daß – da beide Testgleichungen keine Zeitverzögerungen enthalten – die in diesem Fall günstigere Phillips-Perron-Teststatistik verbleibende Reste von Autokorrelation und ggf. auch Heteroskedastizität herausfiltert. Deshalb kann man davon ausgehen, daß zwischen Deutschland und Schweden eine absolute Konvergenz bei den gesamten Patenterteilungen stattfindet.

Für die anderen beiden Gruppen fallen die Ergebnisse hingegen sehr deutlich aus. In der zweiten Gruppe kann nur für Griechenland und Portugal von einer bedingten Konvergenz der Innovationstätigkeit mit dem 1963 führenden Schweden ausgegangen werden. Allerdings bleiben die Niveauunterschiede zu Schweden langfristig sehr beachtlich. Zusätzlich konvergiert in der dritten Gruppe nur Dänemark auf einem vertretbaren Signifikanzniveau zu einem eigenen Wachstumspfad. Größtenteils sind diese Ergebnisse der Nichtkonvergenz gegenüber Schweden bzw. der Konvergenz zu einem eigenen, von Schweden abweichenden Wachstumspfad mit den vorherigen, auf den Mittelwert bezogenen Ergebnissen stimmig, weil dort Schweden nicht gegen den Mittelwert konvergiert.

5 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Im Rahmen der empirischen Analyse der Frage, ob es innerhalb der EU zu einer Konvergenz der Innovationsfähigkeit bzw. -tätigkeit kommt, wurde die verfügbare Bandbreite an verschiedenen Konvergenzmeßverfahren angewendet, denen zum Teil verschiedene Konvergenzkonzepte zugrunde liegen, so daß eine unmittelbare Vergleichbarkeit der Ergebnisse nicht immer gegeben ist.

Bei der Messung der sog. σ -Konvergenz führt die Verwendung eines absoluten Streuungsmaßes, der Standardabweichung, und eines relativen Streuungsmaßes, dem Variationskoeffizienten, zu widersprüchlichen Ergebnissen. Die Standardabweichung mißt eine Zunahme der Streuung, d. h. eine Divergenz der Innovationstätigkeit, während der Variationskoeffizient eine Verringerung der relativen Streuung anzeigt. Da sich in der Literatur inzwischen die Einsicht durchgesetzt hat, daß bei wachsenden Größen solch ein relatives Streuungsmaß für einen intertemporalen Vergleich geeigneter ist, kann nach dem Konzept der σ -Konvergenz insgesamt von einer konvergierenden Entwicklung der Patenterteilungen der EU-Länder pro einer Million Einwohner ausgegangen werden.

Die einfachen Querschnittsregressionen über alle 15 EU-Länder belegen, daß für die Gesamtzahl der EU-Länder nicht von einer absoluten β -Konvergenz ausgegangen werden kann. M. a. W. steigen die Patenterteilungen in den anfangs zurückliegenden Länder im Durchschnitt nicht stärker als bei den im Ausgangszeitpunkt bereits recht innovativen Ländern. Der Befund ändert sich jedoch, wenn die drei südeuropäischen Länder Griechenland, Portugal und Spanien aus der Stichprobe entfernt werden. Dann kann auf eine β -Konvergenz geschlossen werden, allerdings ist die sich ergebende Konvergenzgeschwindigkeit von ca. 2 % sehr gering.

Berücksichtigt man allerdings, daß die in den Querschnittsregressionen geschätzten β -Koeffizienten gewichtete Durchschnitte sind, die mithin nichts darüber aussagen, zwischen welchen Ländern sich die Unterschiede verringert haben, und greift unmittelbar auf die sich aus der ersten Konvergenzdefinition ergebende Hypothese zurück, daß die Mittelwerte der stochastischen Prozesse, die den Wachstumsraten zugrunde liegen, für anfänglich auf niedrigem und hohem Niveau befindliche Länder unterschiedlich sein müssen, so ergibt sich ein differenzierteres Bild. Bei solch einem Vergleich sind die Wachstumsraten bei Griechenland, den Niederlande und Portugal nicht von der langfristigen Trendwachstumsrate des 1963 führenden Landes Schweden statistisch verschieden.²⁴ Diese Länder holen also nicht auf. Deutschland ist grenzwertig, bei einer einseitigen Fragestellung ist jedoch seine Wachstumsrate bei einem Signifikanzniveau von 3 % größer als die Schwedens. Hingegen ist die langfristige Wachstumsrate Großbritanniens kleiner als die des 1963 führenden Landes, so daß es nach diesen Ergebnissen zurückfällt.

Im Falle Deutschlands und der Niederlande sind die geringen Wachstumsdifferenzen gegenüber dem 1963 führenden Schweden sicher nicht problematisch, weil diese Länder im betrachteten Zeitraum insgesamt sehr innovativ sind und sich beinahe gleichauf mit ihm bewegen. Hingegen gelingt es Griechenland und Portugal nicht, ihr sehr niedriges Niveau zu verlassen und die anfänglich recht starke Position Großbritanniens wird durch Rückfallprozesse erodiert.

Die Ergebnisse der Zeitreihen- und der Paneldatentests zeigen zunächst einmal, daß es innerhalb der EU konvergierende Entwicklungen gibt. Diese Hypothese kann von den Paneldatentests über alle EU-Länder nicht abgelehnt werden. Allerdings zeigt eine genauere Inspektion der einzelnen Ergebnisse, daß das Konvergenzverhalten der einzelnen EU-Länder recht unterschiedlich ist. Eine absolute Konvergenz ist dabei die Ausnahme, sie kann nur im Falle Deutschlands gegenüber dem 1963 führenden Land Schweden festgestellt werden. Wenn eine Konvergenz vorliegt, so handelt es sich in den meisten Fällen um eine bedingte Konvergenz zu einem vom Mittelwert (Dänemark, Italien, Österreich, Portugal) oder vom 1963 führenden Land abweichenden Niveauwert (Griechenland und Portugal) oder um eine Konvergenz zu einem eigenen Wachstumspfad (Finnland, Frankreich und Griechenland bzw. Dänemark). Eine solche bedingte Konvergenz der Innovationstätigkeit dürfte ein wesentliches Hemmnis für das Erreichen einer absoluten Konvergenz der Pro-Kopf-Einkommen oder Arbeitsproduktivitäten innerhalb der EU sein und das Vorliegen einer Nichtkonvergenz oder auch einer Konvergenz zu einem eigenen Wachstumspfad dürfte selbst einer bedingten Konvergenz im Wege stehen. Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, daß die bestehenden Unterschiede bei der Innovationsfähigkeit und -tätigkeit eine wesentliche Ursache für die Unterschiede der Pro-Kopf-Einkommen und Arbeitsproduktivitäten sowie auch der Wachstumsunterschiede innerhalb der EU sind.

²⁴Für diese Überprüfungen wurden Wald-Tests auf Gleichheit der Trendwachstumsraten durchgeführt, deren Ergebnisse auf Anfrage vom Autor erhältlich sind.

Literatur

- Aghion, P./Howitt, P.* (1998), *Endogenous Growth Theory*, Cambridge (MA), London.
- Aubyn, M. S.* (1999), Convergence across Industrialised Countries (1890-1989): New Results Using Time Series Methods, in: *Empirical Economics* 24, 23-44.
- Barro, R. J.* (1991), Economic Growth in a Cross Section of Countries, in: *Quarterly Journal of Economics* 105, 407-443.
- Barro, R. J./Sala-i-Martin, X.* (1991), Convergence across States and Regions, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, 107 - 182.
- Baumol, W. J.* (1986), Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show, in: *American Economic Review* 76, 1072-1085.
- Bernard, A. B./Durlauf, S. N.* (1995), Convergence in International Output, in: *Journal of Applied Econometrics* 10, 97-108.
- Bernard, A. B./Durlauf, S. N.* (1996), Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, in: *Journal of Econometrics* 71, 161-173.
- Bernard, A. B./Jones, C. I.* (1996), Productivity across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence, in: *The Review of Economics and Statistics* 78, 135-146.
- Bohl, M. T.* (1998), Konvergenz westdeutscher Regionen? Neue empirische Ergebnisse auf der Basis von Panel-Einheitswurzeltests, in: *Konjunkturpolitik* 44, 82-99.
- Breitung, J.* (1992), *Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse*, Frankfurt.
- Breitung, J./Meyer, W.* (1994), Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?, in: *Applied Economics* 26, 353-361.
- Breuer, J. B./McNown, R./Wallace, M.* (1999), Series-Specific Tests for a Unit Root in Panel Setting with an Application to Real Exchange Rates, Mimeo.
- Camarero, M./Esteve, V./Tamarit, C.* (2000), Price Convergence of Peripheral European Countries on the Way to the EMU: A Time Series Approach, in: *Empirical Economics* 25, 149-168.
- Choi, I.* (2001), Unit Root Tests for Panel Data, in: *Journal of International Money and Finance* 20, 249-272.
- Dickey, D. A./Fuller, W. A.* (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, in: *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dowrick, S./Nguyen, D. T.* (1989), OECD Comparative Economic Growth, 1950-85: Catch-Up and Convergence, in: *American Economic Review* 79, 1010-1030.
- Eaton, J./Kortum, S. S.* (1996), Trade in Ideas - Patenting and Productivity in the OECD, in: *Journal of International Economics* 40, 251-278.
- Eaton, J./Kortum, S. S.* (1999), International Technology Diffusion: Theory and Measurement, in: *International Economic Review* 40, 537-570.
- Evans, P.* (1996), Using Cross-Country Variances to Evaluate Growth Theories, in: *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, 1027-1049.
- Evans, P.* (1998), Using Panel Data to Evaluate Growth Theories, in: *International Economic Review* 39, 295-306.

- Evans, P./Karras, G.* (1996), Convergence Revisited, in: *Journal of Monetary Economics* 37, 249-265.
- Fisher, R. A.* (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, Edinburgh.
- Galli, R.* (1997), Is there Long Run Industrial Convergence in Europe?, in: *International Review of Applied Economics* 11, 333-368.
- Gaulier, G./Hurlin, C./Jean-Pierre, P.* (1999), Testing Convergence: A Panel Data Approach, in: *Annales d'Economie et de Statistique* 55-56, 411-427.
- Griliches, Z.* (1990), Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey, in: *Journal of Economic Literature* 28, 1661-1707.
- Grossman, G./Helpman, E.* (1991), *Innovation and Growth in a Global Economy*, Cambridge (MA).
- Grupp, H.* (1997), *Messung und Erklärung des technischen Wandels*, Berlin.
- Grupp, H./Jungmittag, A.* (1999), Convergence in Global High Technology? A Decomposition and Specialisation Analysis for Advanced Countries, in: *Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik* 218, 552-573.
- Grupp, H./Schmoch, U.* (1999), Patent Statistics in the Age of Globalisation: New Legal Procedures, New Analytical Methods, New Economic Interpretation, in: *Research Policy* 28, 377-396.
- Hadri, K.* (2000), Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data, in: *Econometrics Journal* 3, 148-161.
- Harris, R. D. F./Tzavalis, E.* (1999), Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed, in: *Journal of Econometrics* 91, 201-226.
- Harvey, A. C.* (1994), *Ökonometrische Analyse von Zeitreihen*, München.
- Im, K. S./Pesaran, M. H./Shin, Y.* (1997), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, Working Paper, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Jungmittag, A.* (1996), Langfristige Zusammenhänge und kurzfristige Dynamiken zwischen Direktinvestitionen und Exporten - Eine mehrstufige Modellierung dynamischer simultaner Mehrgleichungsmodelle bei kointegrierten Zeitreihen, Berlin.
- Jungmittag, A./Blind, K./Grupp, H.* (1999), Innovation, Standardisation and the Long-Term Production Function - A Cointegration Analysis for Germany, 1960-1996, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 119, 205-222.
- Jungmittag, A./Grupp, H./Hullmann, A.* (1998), Changing Patterns of Specialisation in Global High Technology Markets: An Empirical Investigation of Advanced Countries, in: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 68, 86-98.
- Lee, K./Pesaran, M. H./Smith, R.* (1997), Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model, in: *Journal of Applied Econometrics* 12, 357-392.
- Levin, A./Lin, C. F.* (1992), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, Discussion Paper 92-23, Department of Economics, University of California, San Diego.
- Levin, A./Lin, C. F.* (1993), Unit Root Tests in Panel Data: New Results, Discussion Paper 93-56, Department of Economics, University of California, San Diego.

- Lichtenberg, F. R.* (1994), Testing the Convergence Hypothesis, in: *The Review of Economics and Statistics* 76, 576-579.
- Lim, L. K./McAleer, M.* (2000), Convergence and Catching Up in South-East Asia: A Comparative Analysis, Discussion Paper, School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University, und Department of Economics, University of Western Australia.
- Lundvall, B. A.* (1992), *National Systems of Innovation*, London.
- Maddala, G. S.* (1999), On the Use of Panel Data Methods with Cross-Country Data, in: *Annales d'Economie et de Statistique* 55-56, 429-448.
- Maddala, G. S./Wu, S.* (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 631-652.
- Mancusi, M. L.* (2001), Technological Specialization in Industrial Countries: Patterns and Dynamics, in: *Weltwirtschaftliches Archiv* 137, 593-621.
- O'Connell, P.* (1998), The Overvaluation of Purchasing Power Parity, in: *Journal of International Economics* 44, 1-19.
- Oxley, L./Greasley D.* (1995), A Time Series Perspective on Convergence: Australia, UK and USA since 1870, in: *Economic Record* 71, 279-290.
- Oxley, L./Greasley, D.* (1999), A Nordic Convergence Club?, in: *Applied Economics Letters* 6, 157-160.
- Pascual, A. G.* (2000), Productivity Differences in OECD Countries, CESifo Working Paper No. 318, München.
- Patel, P./Pavitt, K.* (1994), Uneven (and Divergent) Technological Accumulation among Advanced Countries: Evidence and a Framework of Explanation, in: *Industrial and Corporate Change* 3, 759-787.
- Patel, P./Pavitt, K.* (1995), Patterns of Technological Activity: Their Measurement and Interpretation; in: Stoneman, P. (Hrsg.), *Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change*, Oxford, 15-51.
- Pavitt, K./Patel, P.* (1988), The International Distribution and Determinants of Technological Activities, in: *Oxford Review of Economic Policy* 4, 35-55.
- Pavitt, K./Patel, P.* (1996), On Uneven Technological Development amongst Countries. A Response to Bart Verspagen, in: *Industrial and Corporate Change* 5, 903-904.
- Phillips, P. C. B./Perron, P.* (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, in: *Biometrika* 75, 335-346.
- Porter, M. E.* (1990), *The Competitive Advantage of Nations*, London.
- Porter, M. E./Stern, S.* (2000), Measuring the "Ideas" Production Function: Evidence from International Patent Output, NBER Working Paper No. 7891, Cambridge (MA).
- Quah, D. T.* (1993), Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis, in: *Scandinavian Journal of Economics* 95, 427-443.
- Quah, D. T.* (1994), Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data, in: *Economics Letters* 44, 9-19.

- Quah, D. T.* (1996), Convergence Empirics across Economies with (Some) Capital Mobility, in: *Journal of Economic Growth* 1, 95-124.
- Quah, D. T.* (1996a), Regional Convergence Clusters across Europe, in: *European Economic Review* 40, 951-958.
- Quah, D. T.* (1996b), Empirics for Economic Growth and Convergence, in: *European Economic Review* 40, 1353-1375.
- Quah, D. T.* (1997), Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs, in: *Journal of Economic Growth* 2, 27-59.
- Quah, D. T.* (1999), Convergence as Distribution Dynamics (With or Without Growth), in: Baldwin, R./Cohen, D./Sapir, A. u. a. (Hrsg.), *Market Integration, Regionalism and the global Economy*, Cambridge, 298-328.
- Romer, P. M.* (1990), Endogenous Technological Change, in: *Journal of Political Economy* 98, S71-S102.
- Schmoch, U.* (1999), Eignen sich Patente als Innovationsindikatoren?; in: Boch, R. (Hrsg.), *Patentschutz und Innovation in Geschichte und Gegenwart*; Frankfurt/M. u. a., 113-126.
- Stern, S./Porter, M. E./Furman, J. L.* (2000), The Determinants of National Innovative Capacity, NBER Working Paper No. 7876, Cambridge (MA).
- Taylor, M. P./Sarno, L.* (1998), The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period, in: *Journal of International Economics* 46, 281-312.
- Trajtenberg, M.* (1990), *Economic Analysis of Product Innovation - The Case of CT Scanners*, Cambridge (MA).
- Verspagen, B.* (1991), A New Empirical Approach to Catching Up or Falling Behind, in: *Structural Change and Economic Dynamics* 2, 359-380.
- Verspagen, B.* (1996), On Technological Convergence among Countries. A Comment on Patel and Pavitt, in: *Industrial and Corporate Change* 5, 897-901.
- Wolf, E. N.* (1991), Capital Formation and Productivity Convergence over the Long Term, in: *American Economic Review* 81, 565-579.