

## Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz<sup>\*</sup>)

Empirische Befunde für die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik  
Deutschland 1978–1989

## Technology in the Neoclassical Growth Model: Effects on Growth and Convergence

Empirical Results for Labour Market Regions of West Germany  
1978–89

Von Hans Joachim Schalk, München und Gerhard Untiedt, Münster

### 1. Einführung und Problemstellung

Ob arme Nationen oder Regionen schneller wachsen als reiche, und wenn das so ist, wie lange es dauert, bis das arme Land das reiche im Lebensstandard aufgeholt hat, sind Fragen, mit denen sich die Wachstumstheorie bisher besonders im internationalen Kontext befaßt hat. Seit der deutschen Vereinigung ist aber die Frage der Konvergenz auch von besonderem nationalen Interesse. Wieviel Zeit wird Ostdeutschland voraussichtlich benötigen, bis es mit dem westdeutschen Produktions- und Einkommensniveau pro Kopf gleichgezogen hat?

In einer prompten Antwort wird prognostiziert, daß der Osten an das westdeutsche Niveau, wie in der Bundesrepublik Deutschland nach 1948, über ein „Zweites Wirtschaftswunder“ sehr schnell konvergiert<sup>1)</sup>. Dieser Konvergenz-Optimismus wird

---

<sup>\*</sup>) Für hilfreiche Kommentare danken wir *Rolf Dumke*, München, *Michael Funke*, Hamburg, *Helmut Seitz*, Frankfurt/Oder, den Teilnehmern eines Workshops im RWI, Essen und einem anonymen Gutachter. Alle verbliebenen Fehler haben ausschließlich wir zu verantworten. Der Deutschen Forschungsgemeinschaft gilt unser Dank für die gewährte finanzielle Unterstützung.

<sup>1)</sup> Es sei bspw. auf den Bericht von *Willgeroth* (1990) an die Bundesregierung verwiesen; vgl. auch *Burda, Funke* (1995), *Franz* (1992) und *Heilemann, Jochimsen* (1993, 3 ff.) zur Diskussion des Ost-West-Konvergenzprozesses. Vgl. für alternative Interpretationen des Wachstums in Deutschland nach dem Zweiten Weltkrieg und eine empirische Analyse des „Wirtschaftswunder“-Wachstums im internationalen Vergleich *Dumke* (1990).

durch die traditionelle neoklassische Wachstumstheorie gestützt, aus der abgeleitet werden kann, daß von zwei Ländern mit unterschiedlicher Produktivität das arme Land mit dem niedrigeren Niveau unter sonst gleichen Bedingungen schneller wachsen und schließlich mit dem reichen Land gleichziehen wird<sup>2)</sup>.

Diese optimistische Einschätzung des Konvergenzprozesses findet allerdings in empirischen Studien, die auf der Grundlage des neoklassischen Wachstumsmodells durchgeführt wurden, keine Bestätigung. Zwar wird festgestellt, daß Länder und Regionen konvergieren, aber mit einer erheblich geringeren Rate als von der Theorie vorhergesagt. Barro, Sala-i-Martin (BS) erhalten in ihren Studien für Länder, Staaten der USA, Regionen West-Europas und Präferkturen Japans immer das gleiche Resultat<sup>3)</sup>. Die Produktivitätslücke zwischen den Ländern bzw. Regionen verringert sich mit einer Rate von lediglich 2 % pro Jahr. Für den wirtschaftlichen Anpassungsprozeß zwischen Ost- und Westdeutschland leiten sie daraus das ernüchternde Ergebnis ab, „it would take 35 years for half of the initial East-West gap to be eliminated. Thus, the results extrapolated from our findings for regions of the United States and Europe and for a variety of countries imply that East Germany's achieving 'parity' in the short run is unimaginable.“ (BS, 1991, 154). Dieser Konvergenz-Pessimismus findet zusätzliche empirische Bestätigung durch die Studie von Mankiw, Romer, Weil (MRW, 1992), die mit den Daten von Heston, Summers<sup>4)</sup> und einem um Humankapital erweiterten neoklassischen Ansatz für OECD-Staaten ebenfalls nur eine Konvergenzrate von 2 % pro Jahr ermitteln. Auch Seitz (1995) erhält in der bisher einzigen uns bekannten empirischen Untersuchung für die Bundesrepublik mit Regionaldaten dieses Resultat. Bei soviel Übereinstimmung verwundert es nicht, daß bereits von der „Zwei-Prozent-Regel“ oder sogar dem „iron law of convergence“ die Rede ist (Dornbusch, Wolf, 1992 und Burda, Funke, 1995).

Die niedrige Konvergenzrate von 2 % impliziert jedoch ein Problem: Sie ist mit dem neoklassischen Wachstumsmodell nur vereinbar, wenn abnehmende Grenzproduktivitäten des Kapitals sehr langsam eintreten. Im Modell von BS erfordert dies mit einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion eine partielle Produktionselastizität des Kapitals ( $\alpha$ ) in der Nähe von 0,8. Ein in empirischen Untersuchungen meistens berechneter Wert für  $\alpha$  von ungefähr einem Drittel (z.B. Schalk, Untiedt, Lüscho, 1995), der sich mit dem Anteil des Kapitaleinkommens am Sozialprodukt besser verträgt, verlangt dagegen eine erheblich höhere Anpassungsgeschwindigkeit von ca. 12 % pro Jahr (Halbwertszeit 6 Jahre). Der hohe Wert für  $\alpha$  wird dadurch zu rechtfertigen versucht, indem *Kapital*, wie in der Literatur zur endogenen Wachstumstheorie, in einem weiten Sinne interpretiert und als eine Variable aufgefaßt wird, in der nicht nur verschiedene Formen von physischem Kapital, sondern auch Humankapital enthalten sind. Die theoretische Herausforderung, die sich hierbei dann aber stellt, liegt in der Begründung dafür, warum die Verteilungsquoten des Einkommens so stark von den Produktionselastizitäten abweichen bzw. warum die Entlohnung des Faktors Arbeit über seinem Grenzprodukt liegt und die des Kapitals darunter (Gundlach, 1993 und Romer, 1994).

---

<sup>2)</sup> Barro, Sala-i-Martin (1992) zeigen, daß sich nach dem neoklassischen Wachstumsmodell mit konstanten Skalenerträgen und einer Produktionselastizität des Kapitals von 0,3 die Produktivitätslücke zwischen zwei Ländern oder Regionen innerhalb von nur 5,5 Jahren zur Hälfte schließt.

<sup>3)</sup> Vgl. für eine zusammenfassende Darstellung dieser Arbeiten Barro, Sala-i-Martin (1995, Kapitel 11).

<sup>4)</sup> In Summers, Heston (1991) ist der Datensatz beschrieben.

Eine Konvergenzrate von Null erfordert im Modell von BS ein  $\alpha$  von Eins und im Ansatz von MRW konstante Skalenerträge in bezug auf physisches und Humankapital. In diesen Fällen haben wir es mit Modellen endogenen Wachstums zu tun, die keine Konvergenz prognostizieren<sup>5</sup>). Aber selbst wenn mit diesen Modellen eine Konvergenzrate von Null gemessen werden sollte, so ist dies noch kein Beleg für endogenes Wachstum oder gegen das Solowsche Modell (Pack, 1994). Das neoklassische Wachstumsmodell sagt konditionale Konvergenz voraus, d.h. Konvergenz *unter der Bedingung*, daß alle Regionen *identische* steady state Werte haben<sup>6</sup>). Wenn es deshalb zur Überprüfung der Konvergenz bzw. Messung der Anpassungsgeschwindigkeit herangezogen wird, sollten entweder nur Regionen mit gleichen steady states in die Analyse einbezogen werden<sup>7</sup>), oder es müßte für die regional unterschiedlichen steady state Niveaus bzw. deren Determinanten kontrolliert werden (Neven, Gouyette, 1995, Sala-i-Martin, 1994). BS und MRW weisen in ihren Studien ausdrücklich darauf hin, daß bei nicht ausreichender Kontrolle für mögliche internationale oder interregionale Unterschiede im Niveau der Technologie (A) die Konvergenzrate zu niedrig geschätzt wird<sup>8</sup>). Die Autoren können jedoch nicht (MRW) oder nicht in ausreichendem Maße (BS) explizit für unterschiedliche A kontrollieren. BS (1991) schließen zwar einige zusätzliche Variablen „als proxies for these differences“ in ihrer Studie für die Staaten der USA ein, stellen aber fest, „that the variations in the steady state values seemed to be minor across the U.S. states.“ (BS, 1991, 112).

In ökonometrischen Schätzungen von frontier production functions wurde allerdings festgestellt, daß es ganz erhebliche Unterschiede im technischen Effizienzgrad zwischen Regionen (Schalk, Untiedt, Lüscho, 1995) und Ländern (Pack, 1994) gibt und deshalb auch die steady state Niveaus differieren können<sup>9</sup>). Die Unterschiede in der technischen Effizienz können sich daraus ergeben, daß in den Regionen bestimmte Faktorinputs, die üblicherweise nicht in der Produktionsfunktion berücksichtigt werden (können), in unterschiedlichen Mengen und Qualitäten zur Verfügung stehen. Beispiele sind qualitative Unterschiede bei den Faktorinputs Arbeit (z.B. Erfahrung, Ausbildung, technisches Wissen) und Kapital (Alter des Kapitalstocks bzw. sein technologischer Stand), Unterschiede in der Ausstattung der Regionen mit Infrastrukturkapital und natürlichen Ressourcen, im Agglomerationsgrad (externe Effekte) und in der

<sup>5</sup>) Vgl. *Sala-i-Martin* (1990) und *Barro, Sala-i-Martin* (1995) für formale Darstellungen endogener Wachstumsmodelle.

<sup>6</sup>) *Barro, Sala-i-Martin* (1992) bezeichnen dies als  $\beta$ -Konvergenz zur Unterscheidung von  $\sigma$ -Konvergenz, die als Reduktion einer einfachen Querschnittsdispersion des Einkommens über die Zeit definiert ist.  $\beta$ -Konvergenz impliziert nicht  $\sigma$ -Konvergenz. Wir schließen uns dieser Bezeichnung hier an. Vgl. zur Diskussion der verschiedenen Konvergenzkonzepte ausführlicher *Barro, Sala-i-Martin* (1990), *Bernard, Durlauf* (1996), *Sala-i-Martin* (1994) und *Lichtenberg* (1994).

<sup>7</sup>) Wenn alle Regionen zu demselben steady state konvergieren, liegt unbedingte oder absolute Konvergenz vor. In diesem Fall sollte auch beobachtet werden können, daß die interregionale Dispersion der Produktivitätsniveaus im Zeitablauf geringer wird, d.h. es sollte  $\sigma$ -Konvergenz vorliegen; vgl. auch *Barro, Sala-i-Martin* (1992) und *Holtz-Eakin* (1993).

<sup>8</sup>) Unter dem Terminus Niveau der Technologie wird der Niveau-Parameter einer Produktionsfunktion verstanden, der in der neueren Wachstumsliteratur fast immer mit A gekennzeichnet ist. Wir bezeichnen diesen Parameter auch einfach als technische Effizienz der Produktion. Die technische Effizienz wird gemessen durch den technischen Effizienzgrad. Dieser entspricht dem Verhältnis aus dem Niveau der Technologie einer Region zur effizienten (best-practice) Technologie.

<sup>9</sup>) Vgl. die Literatur in *Schalk, Untiedt, Lüscho* (1995) für zahlreiche weitere Untersuchungen auf diesem Gebiet, z. B. auch für Regionen (Staaten) der USA.

Fähigkeit der Unternehmen zur Innovation und Forschung und Entwicklung. Die empirisch ermittelten Variationen von  $A$  sind sogar größer als die interregionalen und internationalen Differenzen im Bevölkerungswachstum und in der Investitionsquote, weiteren Determinanten des steady state im neoklassischen Modell. Es ist deshalb zu vermuten, daß die Konvergenzrate in den Studien von BS und MRW unterschätzt wurde.

Um diese Behauptung zu überprüfen, wurde mit Daten für Arbeitsmarktregionen Westdeutschlands die Konvergenzgleichung geschätzt, ohne für regional unterschiedliche Niveaus in der Technologie zu kontrollieren. Das Ergebnis ist wie in den Studien von BS und MRW eine Konvergenzrate von ca. 2–3 %. Werden dagegen regionale Unterschiede in  $A$  berücksichtigt, steigt die Konvergenzrate dramatisch bis auf 12 % an. Die mit diesem Resultat implizierte partielle Produktionselastizität des Kapitals  $\alpha$  liegt damit in der Nähe des mit einem neoklassischen Wachstumsmodells erwarteten Wertes von ca. einem Drittel. Wir finden somit in den Daten für die Bundesrepublik keinen Grund dafür, das Solowsche Modell zugunsten eines endogenen Wachstumsmodells aufzugeben, das konstante oder sogar zunehmende Skalenerträge bezüglich des Faktors Kapital allein annimmt<sup>10</sup>). Bezüglich des Konvergenzprozesses zwischen Ost- und Westdeutschland stimmt unser Ergebnis erheblich optimistischer als die „Zwei-Prozent-Regel“ von BS und MRW: Wir erhalten eine Halbwertszeit von 6 Jahren und die Produktivitätslücke von gegenwärtig ca. 50 % wird sich in 9 Jahren auf 20 %, in 15 Jahren auf 10 % reduziert haben. Voraussetzung dafür ist allerdings, daß sich der Osten auch dem technologischen Entwicklungsstand des Westens annähert, die steady states in beiden Ökonomien somit identisch sind.

Der verbleibende Teil dieses Beitrags besteht aus vier Abschnitten. Im 2. Abschnitt wird das neoklassische Wachstumsmodell dargestellt und eine erste empirische Überprüfung der Konvergenzaussage dieses Modells mit Daten für die Verarbeitende Industrie und Arbeitsmarktregionen versucht. Der 3. Abschnitt befaßt sich mit der Unterscheidung zwischen bedingter und unbedingter Konvergenz sowie dem Zusammenhang zwischen Konvergenz und Technologie. Die Ableitung des theoretischen Modells zur Ermittlung der Rate, mit der Regionen zu ihren steady states konvergieren, erfolgt im 4. Abschnitt. Der 5. Abschnitt stellt die Ergebnisse der empirischen Überprüfung dieses Modells dar und diskutiert ihre Aussagen im Hinblick auf den Konvergenzprozeß zwischen Ost- und Westdeutschland. Die abschließenden Bemerkungen (6. Abschnitt) enthalten eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und geben einen Ausblick.

## 2. Neoklassisches Wachstumsmodell und empirische Evidenz

Traditionelle neoklassische Wachstumsmodelle beinhalten die Hypothese, daß Pro-Kopf-Einkommen und Produktivität einer Ökonomie um so stärker wachsen, je weiter sie von ihrem steady state entfernt sind. Bezogen auf zwei Regionen mit identischen steady states, d.h. denselben oder zumindest doch sehr ähnlichen Technologien, Präferenzen, institutionellen Bedingungen etc., kann dann prognostiziert werden, daß die arme Region mit der niedrigeren Produktivität schneller wächst als die reiche. Indem sich beide Regionen demselben steady state nähern, werden sie schließlich konvergie-

<sup>10</sup>) Diesen Schluß ziehen auch *Mankiw, Romer, Weil* (1992) aus den Ergebnissen für ihren um Humankapital erweiterten Solow-Ansatz.

ren. Die treibende Kraft zur Konvergenz geht in diesem Modell vom Gefälle in den Grenzproduktivitäten des Kapitals aus. In der armen Region ist die Ausstattung des Faktors Arbeit mit Kapital gering (der einzige Grund, weshalb sie arm ist), die Grenzproduktivität des Kapitals ist höher als in der reichen Region. Im Zuge der Kapitalakkumulation wird deshalb die arme Region stärker wachsen.

Vertreter der neuen Wachstumstheorie haben kritisiert, daß diese und weitere Implikationen der neoklassischen Wachstumstheorie nur sehr schwer, wenn überhaupt, mit der Realität in Einklang zu bringen sind<sup>11)</sup>. Um zu zeigen, inwieweit sich auch die Daten für Regionen der Bundesrepublik dieser Theorie widersetzen, sei eine sehr einfache Version des neoklassischen Modells betrachtet (vgl. auch Romer, 1994 und Sala-i-Martin, 1990). Die Produktionsfunktion vom Cobb-Douglas-Typ habe die Form  $Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ . Darin bezeichnet  $Y$  den Output,  $K$  und  $L$  den Kapital- bzw. Arbeitseinsatz,  $\alpha$  die partielle Produktionselastizität des Kapitals und  $A$  das Niveau der Technologie oder die technische Effizienz. In intensiver Form läßt sich die Produktionsfunktion auch schreiben als:

$$y = Ak^\alpha, \quad (1)$$

worin  $y$  bzw.  $k$  Output und Kapital pro Einheit Arbeitsinput bedeuten, d.h. das Einkommen oder die Produktion pro Kopf und die Kapitalintensität. Es sei unterstellt, daß jede Periode ein konstanter Anteil  $s$  des Outputs investiert, der Kapitalstock mit der konstanten Rate  $\delta$  abgeschrieben wird, und die Arbeitsbevölkerung mit der Rate  $n$  wächst<sup>12)</sup>. Unter diesen Voraussetzungen kann für die Wachstumsrate von  $y$  geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \dot{y} &= \dot{ak} \\ &= \alpha [sAk^{-(1-\alpha)} - (n + \delta)], \end{aligned} \quad (2)$$

wobei ein „ $\dot{\phantom{x}}$ “ über einer Variablen ihre exponentielle Wachstumsrate anzeigt. Unter Verwendung der Produktionsfunktion (1) kann in (2)  $k^{-(1-\alpha)}$  durch einen Ausdruck in  $y$  ersetzt werden, so daß sich schließlich ergibt:

$$\dot{y} = \alpha [sA^{1/\alpha} y^{-(1-\alpha)/\alpha} - (n + \delta)]. \quad (2')$$

Diese Gleichung besagt, daß die Wachstumsrate der Produktion pro Kopf von der Differenz zwischen  $sA^{1/\alpha} y^{-(1-\alpha)/\alpha}$  und  $(n + \delta)$  abhängt. Zwischen Niveau und Wachstumsrate von  $y$  besteht für  $\alpha < 1$  eine negative Beziehung: je niedriger  $y$ , desto höher  $\dot{y}$ . Die graphische Darstellung in Abb. 1 soll diesen Zusammenhang noch etwas erläutern. Das steady state Niveau der Produktion pro Kopf wird durch den Schnittpunkt der beiden eingezeichneten Kurven gegeben:  $\{y^* = [sA^{1/\alpha}/(n + \delta)]^{\alpha/(1-\alpha)}\}$ . Je weiter unterhalb des steady state  $y$  liegt, desto höher ist die Wachstumsrate. Mit Annäherung

<sup>11)</sup> Vgl. z. B. Romer (1986) und Lucas (1988), die behaupten, daß bspw. die vorhergesagte Konvergenz in den Daten für Länder einfach nicht zu sehen ist.

<sup>12)</sup> Wir abstrahieren hier von der im neoklassischen Standard-Modell üblichen Annahme einer (exogenen) Verbesserung der Technologie im Zeitablauf, die durch die Veränderung des Technologieparameters  $A$  berücksichtigt werden könnte. Unsere Aussagen werden durch diese Vereinfachung nicht beeinträchtigt.

an den steady state nimmt sie ab. Betrachten wir jetzt zwei Regionen mit völlig identischen steady states, die sich nur in den Produktivitätsniveaus unterscheiden, eine arme Region mit der niedrigeren Produktion pro Kopf,  $y_{0a}$ , und eine reiche mit der höheren,  $y_{0r}$  (vgl. Abb. 1). Nach dem dargestellten Modell sollte dann, während des Übergangs zum steady state, in der Region ein höheres Wachstum beobachtet werden können, die bei dem niedrigeren Niveau  $y_{0a}$  gestartet ist. Diese Hypothese, daß arme Regionen schneller wachsen und auf diese Weise die reichen einholen, wird als *absolute Konvergenz* bezeichnet. Sie impliziert, daß in einer Querschnittsanalyse für Regionen eine einfache negative Korrelation zwischen der Produktion pro Kopf eines Ausgangsjahres  $y_0$  und deren nachfolgenden durchschnittlichen Wachstumsraten  $\dot{y}$  beobachtet werden kann.

In Abb. 2 ist die Produktivität in der Verarbeitenden Industrie für das Jahr 1978 gegen ihre durchschnittliche Wachstumsrate des darauffolgenden Zeitraums 1978–1989 in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik (West) abgetragen. Zwar ist eine negative Korrelation zwischen den Variablen erkennbar, jedoch ist die Steigung gering und die Streuung der Daten nicht so eng um eine fallende Kurve, wie es aufgrund der Theorie hätte der Fall sein müssen. Für sehr viele Regionen, beispielsweise auch für die in der Abb. 2 markierten Arbeitsmarktregionen Kronach und Hamburg, besteht keine Abhängigkeit zwischen dem Ausgangsniveau und den folgenden Wachstumsraten. Es lassen sich auch Gruppen von Regionen bilden, in denen die anfänglich ärmeren Regionen sogar langsamer und die reicheren schneller gewachsen sind, d.h. die im betrachteten Zeitraum divergierten.

Die Daten scheinen somit nicht *unbedingt* das Konvergenzverhalten zu zeigen, das die Theorie von ihnen verlangt. Vor allem die frühen Vertreter der neuen Wachstumstheorie verweisen auf weitere Unverträglichkeiten des einfachen neoklassischen Modells mit den empirischen Fakten, die sich auch in den Daten für die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik aufdecken lassen (vgl. Romer, 1986, 1994 und Lucas, 1988, 1990). Wir greifen auf Gleichung (2') zurück, die zeigt, wie Investitionsquote

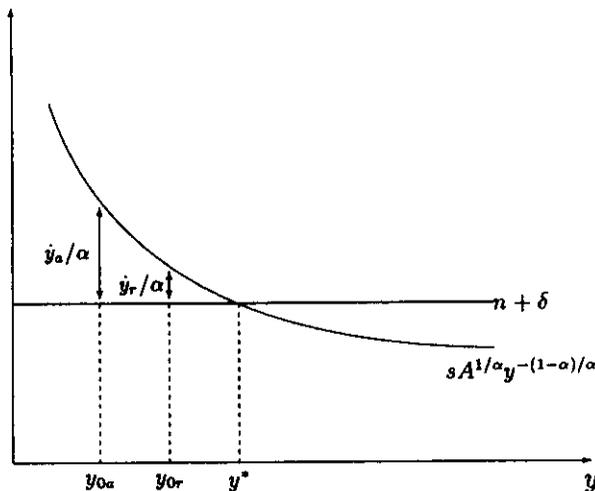


Abb. 1: Das neoklassische Wachstumsmodell.

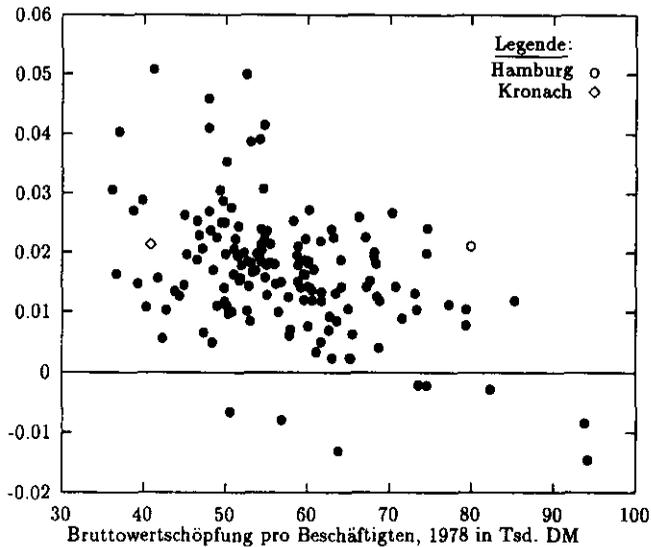


Abb. 2: Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in der Verarbeitenden Industrie in der Ausgangssituation 1978 und ihre durchschnittliche regionale Wachstumsraten (1978–1989) in den Arbeitsmarktregionen.

und Produktivität in Wachstum umgesetzt werden. Die entscheidende Rolle dabei spielt die partielle Produktionselastizität des Kapitals  $\alpha$ , für die ein Wert von rd.  $1/3$  angenommen werden kann (vgl. Schalk, Untiedt, Lüscho, 1995). Betrachten wir jetzt einmal eine der 1978 ärmsten Regionen Kronach, deren Produktivität im Vergleich zu einer der reichsten Regionen Hamburg nur 50 % betrug<sup>13</sup>). Für den Ausdruck  $(y_{\text{Kronach}}/y_{\text{Hamburg}})^{-(1-\alpha)/\alpha}$ , der zugleich das Verhältnis der Grenzproduktivitäten des Kapitals zwischen Kronach und Hamburg angibt, berechnet sich dann ein Wert von  $0,5^{-2} = 4$ . Da die beiden Regionen mit der gleichen Rate (rd. 2 %) gewachsen sind, hätte nach Gleichung (2') die Investitionsquote in Hamburg somit viermal höher sein müssen als in Kronach. Tatsächlich entsprach sie jedoch im Durchschnitt der Jahre 1978–1989 nur dem 0,6-fachen der Investitionsquote Kronachs. Ursache für diese Fehlprognose ist die im Vergleich zu Hamburg viel zu hohe Grenzproduktivität des Kapitals in Kronach. Eine entsprechend höhere Investitionsquote ist dann in Hamburg erforderlich, um dort denselben Outputeffekt zu erhalten.

Die zentrale Annahme bei diesen Berechnungen war, daß das Niveau der Technologie  $A$  in Kronach und Hamburg als identisch angenommen wurde. Tatsächlich weisen aber die Arbeitsmarktregionen erhebliche Unterschiede im technischen Effizienzgrad

<sup>13</sup>) Die Bezeichnung *arm* bzw. *reich* wurde hier der einfacheren Formulierung wegen gewählt. Die Aussagekraft des verwendeten Aggregats bezüglich der *Armut* bzw. des *Reichtums* einer Region ist möglicherweise nicht sehr hoch und zweifellos beschränkt.

auf, der in den ineffizientesten Regionen unter 60 % des höchsten Niveaus liegt<sup>14</sup>). In Kronach liegt die technische Effizienz bei etwa 62 %, Hamburg gehört mit ungefähr 96 % zu den effizientesten Regionen. Unter Berücksichtigung dieser Effizienzgrade reduziert sich das Verhältnis der Grenzproduktivitäten des Kapitals zwischen Kronach und Hamburg auf  $(62/96)^3 \cdot 0,5^{-2} \approx 1,0$ , d.h. das bisher mit dem einfachen neoklassischen Modell prognostizierte Gefälle von 4 wird völlig eliminiert. Die Unterschiede in der Produktion pro Kopf signalisieren nicht mehr notwendigerweise auch große Unterschiede in den Grenzproduktivitäten. Das nach Modellgleichung (2') zum Ausgleich der Wachstumsraten zwischen den beiden Regionen erforderliche Verhältnis der Investitionsquoten beträgt jetzt ebenfalls 1 und liegt sehr viel näher an dem tatsächlichen Wert von 0,6. Die Aufgabe einer der zentralen Annahmen des neoklassischen Modells, daß nämlich alle Regionen über dieselben Technologien verfügen, scheint somit eine notwendige Voraussetzung, aber auch ein erfolgversprechender Ansatz zu sein, die Fakten mit der Theorie besser in Einklang zu bringen.

### 3. Bedingte Konvergenz und Technologie

Vor allem MRW (1992) weisen ausdrücklich darauf hin, daß das neoklassische Modell nicht, wie oft stillschweigend unterstellt, *unbedingte* Konvergenz prognostiziert, sondern nur *konditionale* Konvergenz voraussagt. Der Unterschied zwischen beiden Konvergenzarten läßt sich algebraisch anhand von Gleichung (2') zeigen, in der  $A$  unter Verwendung des Ausdrucks für den steady state durch die Beziehung

$$A = (y^*)^{(1-\alpha)} [s/n + \delta]^{-\alpha} \quad (3)$$

ersetzt werden kann, so daß schließlich für die Wachstumsrate erhalten wird:

$$\dot{y} = \alpha(n + \delta) [(y/y^*)^{-(1-\alpha)/\alpha} - 1]. \quad (4)$$

Gleichung (4) besagt, daß die Wachstumsrate einer Ökonomie in einer inversen Beziehung zur Entfernung von ihrem eigenen steady state steht. Nur bei unterschiedslosen steady state Niveaus  $y^*$  wird prognostiziert, daß die (absolut) armen Regionen mit niedrigen  $y$ -Werten schneller wachsen sollten. Bei unterschiedlichen steady states wird dagegen nur für solche Regionen ein höheres Wachstum prognostiziert, die im Verhältnis zu ihren eigenen steady state Niveaus *arm* sind. Diese Form der Konvergenz wird als *konditionale* oder  $\beta$ -Konvergenz bezeichnet. Aus (4) geht hervor, daß Regionen schneller wachsen können, weil  $y$  niedrig oder  $y^*$  hoch ist. Niveaus und Wachstumsraten können deshalb weitgehend unkorreliert sein, wie in Abb. 2, wenn arme Regionen niedrige und reiche Regionen hohe steady state Werte haben. Um  $\beta$ -Konvergenz empirisch ermitteln zu können, ist es deshalb erforderlich, für regional unterschiedliche steady states bzw. deren Determinanten zu kontrollieren.

In Abb. 3 ist dargestellt, daß  $\beta$ -Konvergenz bei nicht ausreichender (oder fehlender) Kontrolle für regional unterschiedliche Niveaus der Technologie verzerrt geschätzt

<sup>14</sup>) Vgl. zur Berechnung ausführlicher *Schalk, Untiedt, Lüscho* (1995). Auch für die Staaten der USA werden von *Beeson, Husted* (1989) Ineffizienzgrade in der Industrie von weniger als 60 % des effizientesten Staates gemessen. In einem Ländervergleich ermittelt *Pack* für weniger entwickelte Länder Effizienzgrade von nur 25 bis 50 % des USA-Niveaus; vgl. *Pack* (1994).

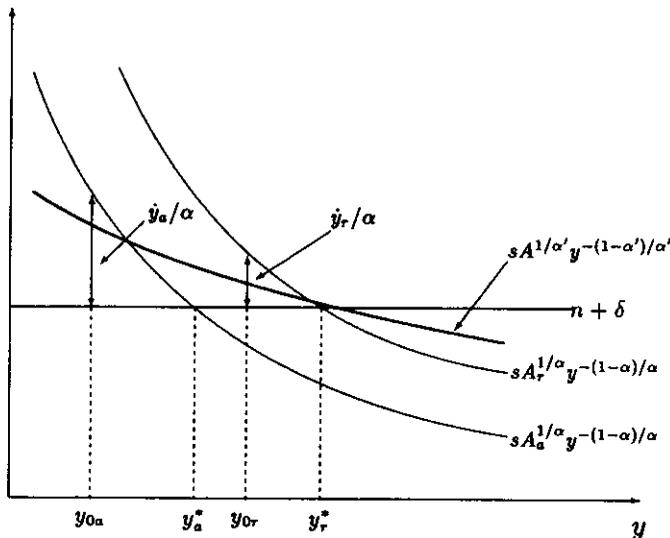


Abb. 3: Konditionale Konvergenz im neoklassischen Wachstumsmodell

wird. Wir betrachten zwei Regionen, die sich in der Ausgangssituation in  $y$  und  $A$  unterscheiden. Die arme Region ist gleichzeitig ineffizienter als die reiche ( $A_a < A_r$ ) und folglich gilt  $y_r^* > y_a^*$ . Beide Regionen konvergieren zu unterschiedlichen steady states, so daß keine absolute Konvergenz beobachtet werden kann, obgleich für die arme Region in der dargestellten Situation ein schnelleres Wachstum prognostiziert wird, da sie noch weiter von ihrem steady state entfernt ist als die reiche Region. Die Geschwindigkeit, mit der die beiden Ökonomien zu ihren jeweiligen steady states konvergieren, ist identisch und wird in unserer einfachen Modellversion durch den Konvergenzkoeffizienten  $\beta = (1 - \alpha)(n + \delta)$  determiniert<sup>15</sup>.

Sind jedoch Produktion pro Kopf in der Ausgangssituation  $y_0$  und technische Effizienz  $A$  positiv korreliert, wie es in Abb. 3 unterstellt wurde<sup>16</sup>), so wird  $\beta$  in einer ökonomischen Analyse zu niedrig geschätzt, wenn nicht für regional unterschiedliche  $A$  kontrolliert wird, d.h. wenn von identischen steady states ausgegangen wird (vgl. auch BS 1991, 1992 und MRW, 1992). Da  $\beta$  und  $\alpha$  in einer negativen Beziehung zueinander stehen, impliziert die Unterschätzung der Konvergenzrate eine Überschätzung der partiellen Produktionselastizität des Kapitals. Graphisch zeigt sich diese Verzerrung von  $\beta$  in einem flacheren Verlauf des nichtlinearen Teils der Wachstumsgleichung, der in Abb. 3 hervorgehoben eingezeichnet ist ( $\alpha' > \alpha$ ). Die fehlende Berücksichtigung unter-

<sup>15</sup>) Vgl. Barro, Sala-i-Martin (1995), Kapitel 2 und mathematische Anhänge sowie Mankiw (1995), Appendix, für die Ableitung von  $\beta$ . Die Ableitung von  $\beta$  gilt nur unter der Voraussetzung, daß die untersuchten Ökonomien geschlossen sind und keine Kapitalmobilität zwischen ihnen z. B. in Form von Direktinvestitionen stattfindet. Da die Konvergenzrate auch von der Relation  $y/y^*$  abhängt, gilt  $\beta = (1 - \alpha)(n + \delta)$  streng genommen nur am steady state, wenn  $y = y^*$  ist. Außerhalb des steady state ist  $\beta$  eine Variable und um so größer, je weiter die Ökonomie von  $y^*$  entfernt ist; vgl. auch Barro, Sala-i-Martin (1995, 53).

<sup>16</sup>) Die reichen Regionen sind dann gleichzeitig effizienter, die armen Regionen ineffizienter.

schiedlicher steady states führt somit in einer empirischen Analyse dazu, eine geringe negative (oder sogar positive) Korrelation zwischen  $y_0$  und  $\dot{y}$  tendenziell über ein (zu) hohes  $\alpha$  zu erklären. Die Ergebnisse werden gegen ein endogenes Wachstumsmodell verzerrt, das keine Konvergenz vorhersagt<sup>17)</sup>.

#### 4. Spezifikation der Konvergenzgleichung

Die Herleitung von Schätzgleichungen für die Bestimmung der Konvergenzgeschwindigkeit erfolgt auf der Grundlage des in den beiden vorangegangenen Abschnitten verwendeten neoklassischen Wachstumsmodells. Unter Berücksichtigung regional unterschiedlicher Niveaus der Technologie und eines exogenen, arbeitsvermehreren technischen Fortschritts kann die Produktionsfunktion als  $Y_{rt} = A_r(K_{rt})^\alpha(L_{rt}e^{gt})^{(1-\alpha)}$  geschrieben werden, so daß (2') zu

$$\dot{y}_{rt} = \alpha [s_r A_r^{1/\alpha} \hat{y}_{rt}^{-(1-\alpha)/\alpha} - (n + \delta + g)] \quad (2'')$$

wird, worin  $\hat{y}$  den Output pro effektiven Arbeitsinput, und  $g$  die Rate des technischen Fortschritts bedeuten.  $r$  und  $t$  kennzeichnen Regions- bzw. Zeitindices. Eine log-linearisierte Approximation von (2'') in der Nähe des steady state ist<sup>18)</sup>:

$$\dot{y}_{rt} = \beta (\ln \hat{y}_r^* - \ln \hat{y}_{rt}) \quad (5)$$

mit

$$\beta = (1 - \alpha)(n + \delta + g) \quad (6)$$

Der Parameter  $\beta$  zeigt die Geschwindigkeit an, mit der der Output pro effektiver Arbeitseinheit einer Ökonomie,  $\hat{y}$ , zu seinem steady state Wert  $\hat{y}^*$  konvergiert. (6) ist allerdings nur dann ein gutes Maß für die Konvergenzgeschwindigkeit, wenn die Annahme des zugrunde liegenden neoklassischen Wachstumsmodells einer geschlossenen Volkswirtschaft zutrifft. Insbesondere die Kapitalmobilität zwischen den Ökonomien ist in diesem Modell ausgeschlossen. Diese Annahme ist aber speziell für unsere empirische Analyse, in der die „Ökonomien“ durch die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik (West) gebildet werden, kaum zu rechtfertigen. Der Faktor Kapital dürfte zumindest in beschränktem Maße zwischen den Regionen mobil sein<sup>19)</sup>. Auf-

<sup>17)</sup> Wir erhalten aus dem bisherigen Beispielmodell für  $\alpha = 1$  ein sehr einfaches Modell endogenen Wachstums, das sog. AK-Modell (da die Produktionsfunktion in diesem Fall zu  $Y = AK$  wird). Die Wachstumsgleichung (2') lautet dann  $\dot{y} = sA - (n + \delta)$ . Bei unterschiedlichen Ausgangsniveaus  $y_0$  findet in diesem Modell auch für identische  $s$ ,  $A$  (und  $n$ ,  $\delta$ ) keine Konvergenz statt. Für unterschiedliche  $A$  wird sogar Divergenz prognostiziert. Dieses endogene Wachstumsmodell ist somit genauso wie das Modell mit unterschiedlichen Technologien in der Lage, die Unkorreliertheit oder sogar positive Korrelation zwischen Niveau und Wachstumsrate von  $y$  zu erklären.

<sup>18)</sup> Vgl. zu Einzelheiten der Herleitung Barro, *Sala-i-Martin* (1995, Kapitel 2).

<sup>19)</sup> Diese Mobilität von Kapital wird außerdem durch verschiedene Maßnahmen der Regionalpolitik zugunsten bestimmter Arbeitsmarktregionen gezielt gefördert; vgl. zu den Fördermaßnahmen und ihre Wirkungen auf die Kapitalmobilität z. B. Franz, Schalk (1995) und Schalk, Untiedt (1996).

grund von Datenmangel ist ein empirischer Beleg dieser Mobilitätshypothese für die Arbeitsmarktregionen direkt nicht möglich. Untiedt, Jungmittag (1995) erhalten aber mit Daten für die Bundesländer Westdeutschlands und den Zeitraum 1970 bis 1991 zwischen der Investitions- und der Sparquote eine Korrelation von nahezu Null. Dies kann als Beleg dafür gesehen werden, daß das Feldstein-Horioka Puzzle nicht zutrifft und Kapitalmobilität zwischen den Regionen der Bundesrepublik gegeben ist.

Wird jedoch von einer offenen Volkswirtschaft ausgegangen, prognostiziert das neoklassische Wachstumsmodell, daß Kapital sehr schnell in die Regionen mit den höchsten Grenzproduktivitäten fließt und Konvergenz der Produktion pro Kopf mit einer unendlichen Geschwindigkeitsrate erfolgt, ein Ergebnis, das den weiter oben dargestellten empirischen Fakten ebenfalls widerspricht. Wir unterstellen deshalb folgendes Modell unvollständiger Kapitalmobilität für das in eine Region von außerhalb fließende Kapital<sup>20</sup>):

$$\dot{\hat{k}}_{rt} = \gamma \ln(i_{rt} / \bar{i}_t), \quad (7)$$

worin  $\gamma$  die Elastizität des Angebots von fremden Kapital,  $i_r$  die Kapitalrendite in der Region  $r$  und  $\bar{i}$  die entsprechende nationale Durchschnittsrendite von Kapital bedeuten. Die Kapitalakkumulation einer Region wird jetzt gebildet durch die Summe des Kapitals aus regionsfremden Quellen und, wie bisher im neoklassischen Modell, den heimischen Ersparnissen. Wird angenommen, daß  $i_r$  und  $\bar{i}$  den jeweiligen Grenzproduktivitäten des Kapitals entsprechen, erhält man dann anstelle von (2'') den Ausdruck

$$\dot{\hat{y}}_{rt} = \alpha \left\{ sA_r^{1/\alpha} \hat{y}_{rt}^{-(1-\alpha)/\alpha} - (n + \delta + g) + \gamma \left[ \left( \frac{A_r}{\bar{A}} \right)^{1/\alpha} \left( \frac{\hat{y}_{rt}}{\bar{y}_t} \right)^{-(1-\alpha)/\alpha} \right] \right\}, \quad (2''')$$

mit  $\bar{A}$  und  $\bar{y}$  als den nationalen Durchschnittswerten. Die log-linearisierte Approximation liefert schließlich analog zu (5):

$$\dot{\hat{y}}_{rt} = \beta' (\ln \hat{y}_r^* - \ln \hat{y}_{rt}), \quad (5')$$

mit

$$\beta' = (1 - \alpha)(n + \delta + g + \gamma). \quad (6')$$

Die Berücksichtigung der Kapitalmobilität in der dargestellten Form (7) erhöht somit den Konvergenzparameter um die Elastizität des externen Angebots von Kapital  $\gamma$ .

Mit Gleichung (6') kann ein quantitativer Wert für die Konvergenzgeschwindigkeit ermittelt werden, der mit diesem Modell ungefähr zu erwarten ist. Dazu setzen wir für die durchschnittliche Wachstumsrate der Arbeitsbevölkerung  $n = 0$ , die Abschreibungsrate des physischen Kapitalstocks  $\delta = 0,045$  und die langfristige Wachstumsrate des Outputs pro Beschäftigten  $g = 0,015$ <sup>21</sup>). Für die partielle Produktionselastizität des Kapitals schätzen Schalk, Untiedt, Lüscho (1995) einen Wert von 0,33 und für  $\gamma$  kann aus den Ergebnissen einer Studie von Schalk, Untiedt (1996) eine Elastizität von

<sup>20</sup>) Vgl. Burda, Funke (1995) und Blanchard (1991) für ähnliche Modelle.

<sup>21</sup>) Die Werte für  $n$  und  $\delta$  entsprechen den durchschnittlichen nationalen Werten für die Industrie in dem unserer ökonometrischen Analyse zugrunde liegenden Zeitraum 1978 bis 1989; vgl. Görzig, Schintke, Schmidt (1990). Der arbeitsvermehrnde technische Fortschritt  $g$  ist die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität, die wir aus den Daten mit 1 % pro Jahr berechnen, dividiert durch die partielle Produktionselastizität der Arbeit von 0,67

0,10 berechnet werden. Mit diesen Vorgaben wird nach Beziehung (6') eine Konvergenzrate von 0,11 pro Jahr erhalten. Im Vergleich dazu wird aus dem neoklassischen Wachstumsmodell ( $\gamma = 0$ ) eine Konvergenzgeschwindigkeit von 0,04 ermittelt. Die von BS und MRW mit dem Modell für geschlossene Volkswirtschaften ermittelte Konvergenzgeschwindigkeit von 0,02 ist nur mit Werten für die Produktionselastizität des Kapitals zwischen 0,7 und 0,9 kompatibel. Dies veranlaßt die Autoren dazu, „Kapital“ breiter zu definieren und als einen Faktor aufzufassen, in dem nicht nur physisches Kapital sondern z. B. auch Humankapital enthalten ist.

Zur Ermittlung einer Beziehung für die ökonometrische Schätzung der Konvergenzrate wird von der Differentialgleichung (5') ausgegangen, deren Lösung mit der Anfangsbedingung  $\hat{y}_{r0}$  gegeben ist durch<sup>22)</sup>:

$$\ln \hat{y}_{rt} = e^{-\beta' t} \ln \hat{y}_{r0} + (1 - e^{-\beta' t}) \ln \hat{y}_r^* \quad (8)$$

Für die ökonometrische Analyse wird dieser Ausdruck in Outputgrößen je Arbeiter transformiert und  $\hat{y}_r^*$  durch die Beziehung  $A_r(\hat{k}_r^*)^\alpha = A_r^{1/(1-\alpha)} [s/(n + \delta + g)]^{\alpha/(1-\alpha)}$  ersetzt. Für einen Zeitraum von  $t = 0$  bis  $t = T$  mit  $T$  diskreten Unterzeiträumen ergibt sich dann schließlich aus (8) die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate als:

$$\begin{aligned} \frac{\ln y_{rT} - \ln y_{r0}}{T} = & \frac{(1 - e^{-\beta' T})}{T} \frac{1}{1 - \alpha} \ln(A_0 \cdot TE_r) + g + \frac{(1 - e^{-\beta' T})}{T} \frac{1}{1 - \alpha} \ln s \\ & - \frac{(1 - e^{-\beta' T})}{T} \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + \delta + g) - \frac{(1 - e^{-\beta' T})}{T} \ln y_{r0}, \quad (9) \end{aligned}$$

wobei  $A_r$  durch den Ausdruck  $A_0 \cdot TE_r$  substituiert wurde.  $TE_r (\leq 1)$  sind zeitinvariante regionsspezifische Kennziffern, welche die Abweichungen im technischen Effizienzgrad der Regionen von der effizientesten Technologie der Volkswirtschaft ( $A_0$ ) zum Ausdruck bringen.

In der Gleichung (6') für die Konvergenzrate ist  $A$  bzw.  $TE$  nicht enthalten. Unterschiede im Niveau der Technologie spielen somit (theoretisch) keine Rolle für die Geschwindigkeit, mit der sich eine Wirtschaft ihrem steady state nähert. Es ist deshalb möglich, daß Regionen mit unterschiedlichen Technologien (und deshalb auch unterschiedlichen steady states), dennoch gleiche oder ähnliche Konvergenzraten aufweisen (BS, 1991). Bei einer ökonometrischen Schätzung der Gleichung (9) mit regionalen Querschnittsdaten ohne ausreichende Berücksichtigung regional unterschiedlicher Technologien wird jedoch der Konvergenzparameter gegen Null verzerrt geschätzt, da der Output pro Beschäftigten in der Anfangsperiode  $y_0$  mit der regionalen Technologie positiv korreliert ist. Empirisch besteht somit dennoch eine Beziehung zwischen  $A$  und  $\beta'$ .

Die Einflußfaktoren der Wachstumsrate außerhalb des steady state sind neben der technischen Effizienz die Spar- bzw. Investitionsquote, das Bevölkerungswachstum, die Abschreibungsrate, der exogene technische Fortschritt und die Produktivität im Ausgangsjahr [Gleichung (9)]. Unter der Annahme  $\beta' > 0$  ist für  $T \rightarrow \infty$  die Wachstumsrate nur noch vom technischen Fortschritt abhängig, d.h. im steady state wächst in allen Regionen die Pro-Kopf Produktion mit der Rate  $g$ . Ob wir deshalb in einer ökonometrischen Analyse signifikante Wirkungen der Variablen erhalten, wird auch davon abhängen, wie nahe sich die Regionen an ihren steady states befinden. In der

<sup>22)</sup> Vgl. zu Einzelheiten der Ableitung Kapitel 2 in Barro, Sala-i-Martin (1995).

Nähe des steady state müßte z. B. der Einfluß der Investitionsquote auf das Wachstum gering sein<sup>23</sup>). Gleichung (9) soll deshalb lediglich als Leitfaden für die ökonometrischen Untersuchungen verwendet und die geschätzten Koeffizienten, mit Ausnahme des für die Konvergenzgeschwindigkeit  $\beta$  relevanten, nicht unbedingt im Sinne des zugrundeliegenden theoretischen Modells interpretiert werden. Wir schreiben deshalb den Schätzansatz für die Konvergenzgleichung allgemeiner in der Form:

$$\frac{\ln y_{rT} - \ln y_{r0}}{T} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln TE_r + \gamma_2 \ln s_r - \gamma_3 \ln (n + g + \delta)_r - \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \ln y_{r0} + \varepsilon_r. \quad (10)$$

Die Störvariable  $\varepsilon_r$  erfaßt die Auswirkungen stochastischer Schocks auf die Wachstumsrate in einer Region und Meßfehler der abhängigen Variable. Sie sei eine unabhängig verteilte Zufallsvariable mit Mittelwert Null und konstanter Varianz.

In der ökonometrischen Analyse werden drei Varianten von Gleichung (10) untersucht. Die erste ist das Modell der unbedingten Konvergenz, das sich ergibt, wenn  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  und  $\gamma_3$  a priori gleich Null gesetzt werden. Die zweite Spezifikation enthält als Restriktion  $\gamma_1 = 0$  und entspricht einem Modell der bedingten Konvergenz, in dem aber nicht für regional unterschiedliche Technologien kontrolliert wird. Als dritten Ansatz betrachten wir schließlich Gleichung (10) in der dargestellten Form, d.h. ein Modell der bedingten Konvergenz, das auch für regionsspezifische Niveaus der Technologie kontrolliert.

Da zur Ermittlung der regionalen realen Outputwerte in Ermangelung geeigneter Daten nationale Preisindizes verwendet werden müssen, können unter bestimmten Umständen Meßfehler auftreten. Für Regionen mit einem höheren Preisindex als dem nationalen werden zu hohe und für Regionen mit einem niedrigeren Index zu geringe Wachstumsraten ermittelt. Die Berechnung regionaler Preisindizes für den Konsumgüterbereich auf der Basis einer repräsentativen Stichprobe für Städte und Gemeinden Deutschlands für 1993 ergab regionale Unterschiede mit den höchsten Indexwerten in den Großstädten und den niedrigsten in ländlich strukturierten Räumen, die intertemporal stabil sind (Ströhl, 1994). Es ist deshalb zu vermuten, daß auch die regionalen Preisindizes der Produktion Unterschiede aufweisen, die im Zeitablauf bestehen bleiben. Zur Korrektur eines möglichen Schätzfehlers in Folge der Verwendung eines einheitlichen nationalen Preisindex wird Gleichung (10) so umgestellt, daß neben der Konstanten  $\gamma_0$  zwei Dummy-Variablen für durchschnittliche und dicht besiedelte Regionen in der Konvergenzgleichung enthalten sind. Sie sollen den Einfluß der regionalen Unterschiede im Preisniveau bezogen auf dünn besiedelte Regionen erfassen. Bestehen regionale Unterschiede im Preisniveau, so sollten die Koeffizienten der Dummy-Variablen signifikant positiv und um so größer sein, je höher die Besiedlungsdichte ist. Die drei verschiedenen Spezifikationen werden auch mit dieser Modifikation geschätzt.

<sup>23</sup>) In den meisten empirischen Studien ist dies allerdings nicht der Fall. Die Investitionsquote weist in der Regel eine hochsignifikante Korrelation mit der Wachstumsrate auf. Vor dem Hintergrund des neoklassischen Modells ist diese Korrelation allerdings unklar; vgl. *Sala-i-Martin* (1994) und *Mankiw* (1995).

## 5. Ergebnisse

Die Definitionen und Quellen der zur Schätzung verwendeten Daten sowie eine Beschreibung des Verfahrens zur Berechnung der regionalen technischen Effizienzgrade befinden sich im Anhang. Die Beobachtungsperiode umfaßt den Zeitraum 1978 bis 1989. Erhebungseinheiten sind die 158 Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland. Schätzmethode ist das Verfahren der nichtlinearen Kleinste-Quadrate, das konsistente Schätzwerte berechnet, wenn die Störvariable und die erklärenden Variablen unkorreliert sind.

In Tab. 1 sind die Schätzwerte für die Modelle der absoluten und bedingten Konvergenz ohne die Kontrollvariable für regional unterschiedliche Technologien, TE, dargestellt. Die Spalten (1) und (2) enthalten die Resultate für die unbedingte Konvergenz. Der Schätzwert für die Konvergenzgeschwindigkeit  $\beta$  ist signifikant positiv, womit die Aussage des neoklassischen Modells bestätigt wird, daß arme Regionen schneller als reiche Regionen wachsen. Der Konvergenzparameter ist allerdings niedrig und beträgt nur 0,029. Bei Berücksichtigung der besiedlungsspezifischen Dummy-Variablen ist er

Tabelle 1: Überprüfung auf Konvergenz in der Verarbeitenden Industrie ohne Berücksichtigung regionaler technischer Effizienten.

Abhängige Variable: Durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Produktion pro Beschäftigten 1978 bis 1989 $r = 151$ Arbeitsmarktregionen				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\gamma_0$	0,1166 (5,60)	0,1257 (6,65)	0,1132 (4,81)	0,1339 (6,77)
DII	—	0,0042 (2,44)	—	0,0042 (4,02)
DIII	—	0,0064 (3,02)	—	0,0073 (7,96)
$\ln s_r$	—	—	-0,0063 (1,90)	-0,0043 (1,20)
$\ln (n + \delta + g)_r$	—	—	0,0015 (0,39)	0,0049 (1,18)
$\beta'$	0,0288 (4,11)	0,0329 (5,09)	0,0307 (4,29)	0,0339 (4,92)
$\bar{R}^2$	0,177	0,219	0,190	0,228
FF(1)	2,37 [0,13]	0,94 [0,33]	3,08 [0,08]	1,88 [0,17]
HET(1)	1,57 [0,21]	0,02 [0,97]	0,46 [0,50]	0,01 [0,94]
LL	488,59	493,52	490,74	495,48
SEE	0,00958	0,00933	0,00951	0,00928

Anmerkungen: *t*-Werte in runden Klammern berechnet mit Autokorrelation und Heteroskedastie konsistenten Schätzwerten für die Standardfehler der Regressionskoeffizienten nach Newey, West (1987); kritische Wahrscheinlichkeiten zur Beibehaltung der Nullhypothese in eckigen Klammern;  $\bar{R}^2$ : Korrigiertes Bestimmtheitsmaß; FF: Ramseys RESET-Test; HET: Koenkers Test auf Heteroskedastizität; LL: Wert der Log-Likelihoodfunktion, SEE: Standardfehler der Residuen; Schätzverfahren: Nichtlineare Kleinste-Quadrate; Konvergenzkriterium  $\sum_{i=1}^k |\beta_{i,t} - \beta_{i,t-1}| < 10^{-5}$ .

mit 0,033 nur geringfügig höher (Spalte (2))<sup>24</sup>). Dies impliziert, daß sich der Abstand einer Region zu ihrem steady state jedes Jahr um rd. 3 % verringert. Oder anders ausgedrückt: Die Ökonomie einer Region benötigt 24 Jahre, um die Distanz zu ihrem steady state auf die Hälfte zu reduzieren (Halbwertszeit)<sup>25</sup>).

In den Spalten (3) und (4) sind regional unterschiedliche steady states zugelassen. Sie werden über das Investitionsverhalten  $\ln s$  und die Variable  $\ln(n + g + \delta)$  kontrolliert. Gegenüber den Ergebnissen der unbedingten Konvergenz erhöht sich bei der konditionalen Konvergenz der Schätzwert für die Konvergenzgeschwindigkeit unwesentlich, so daß sich die Halbwertszeit nur geringfügig reduziert. Für die Investitionsquote wird in der Spezifikation (3) ein signifikanter, theoretisch unplausibler negativer Koeffizient ermittelt. Der Koeffizientenschätzwert für die Variable  $\ln(n + g + \delta)$  ist hingegen nicht signifikant. Auch die Erweiterung um die besiedlungsspezifischen Dummy-Variablen (Spalte (4)) führt zu einer nur geringfügigen Erhöhung der Konvergenzgeschwindigkeit auf 0,034. Die Schätzwerte für die Investitionsquote und  $\ln(n + g + \delta)$  sind hier auf dem 10-Prozent Niveau nicht signifikant von Null verschieden.

Die Ergebnisse in den Spalten (1) bis (4) stehen in guter Übereinstimmung mit den Ergebnissen für die Konvergenzgeschwindigkeit, wie sie von Barro (1991), BS (1991, 1992), MRW (1992) und auch von Seitz (1995) für die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland erhalten wurden. Aus ihren Schätzwerten für  $\beta$  errechnen sich noch längere Halbwertszeiten von 35 Jahren (BS), 50 Jahren (MRW) und 40 Jahren (Seitz)<sup>26</sup>). Die Schätzergebnisse ändern sich jedoch erheblich, wenn unser Maß für die regionale technische Effizienz als erklärende Variable in der Regressionsfunktion eingeführt wird (vgl. Tab. 2). In allen vier Schätzfunktionen erhöht sich die Anpassungsgüte substantiell gegenüber den Schätzwerten aus Tab. 1. Das adjustierte Bestimmtheitsmaß steigt auf das Doppelte. Alle Schätzwerte besitzen jetzt die prognostizierten Vorzeichen und haben bis auf die Variable  $\ln s$  in Spalte (3) einen signifikanten Einfluß auf wenigstens dem 5-Prozent Niveau. Die Hypothese einer korrekten Funktionsform kann nicht verworfen werden und auch ein Test auf Heteroskedastizität liefert keinen Hinweis auf eine signifikante Abweichung von der Nullhypothese homoskedastischer Varianzen der Residuen.

Die Investitionsquote hat jetzt den im neoklassischen Modell erwarteten geringen Einfluß auf die Wachstumsrate. Das Schätzergebnis in Spalte (4) impliziert, daß eine Verdoppelung der Investitionsquote von beispielsweise 20 auf 40 % (dies entspricht etwa der gegenwärtigen Relation zwischen West- und Ostdeutschland) das Wachstum im Anpassungsprozeß an das Gleichgewicht lediglich um rd. einen Prozentpunkt erhöht. Auch für die Variable  $\ln(n + \delta + g)$  ergibt sich der erwartete negative Einfluß auf die Wachstumsrate der Produktion pro Kopf. Die regionale technische Effizienz ( $\ln TE$ ) weist die erwartete positive Wirkung auf die Wachstumsrate auf. So führt beispielsweise eine relative Verbesserung der technischen Effizienz von 10 % zu einem

<sup>24</sup>) Ein Wald-Test der Nullhypothese, daß die Koeffizienten der Dummyvariablen DII und DIII gleichzeitig Null sind, ergab einen Wert von 9,92, der weit größer ist als der kritische Wert von 5,99 für ein Signifikanzniveau von 5 % aus einer  $\chi^2$ -Verteilung mit 2 Freiheitsgraden. Für alle noch folgenden Regressionen mit besiedlungsspezifischen Dummy-Variablen wurde dieser Test ebenfalls durchgeführt. In keinem Fall konnte die Nullhypothese aufrecht erhalten werden.

<sup>25</sup>) Die Halbwertszeit erfüllt die Bedingung  $e^{-\beta' t} = 1/2$ . Sie berechnet sich somit als  $\ln 2/\beta'$ .

<sup>26</sup>) Wir müssen allerdings darauf hinweisen, daß dieser Vergleich mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen zumindest insofern *hinkt*, als sich unser Resultat nur auf einen Teilbereich der Ökonomie, die Industrie, und nicht die gesamte Wirtschaft eines Landes oder einer Region bezieht.

Tabelle 2: Überprüfung auf Konvergenz in der Verarbeitenden Industrie mit Berücksichtigung regionaler technischer Effizienzen.

Abhängige Variable: Durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Produktion pro Beschäftigten 1978 bis 1989 $r = 151$ Arbeitsmarktregionen				
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\hat{y}_0$	0,2379 (7,63)	0,2668 (11,52)	0,2643 (5,80)	0,3168 (7,11)
DII	—	0,0034 (1,84)	—	0,0042 (2,21)
DIII	—	0,0093 (4,31)	—	0,0109 (6,18)
$\ln TE_r$	0,0466 (4,84)	0,0521 (5,48)	0,0607 (4,33)	0,0693 (3,83)
$\ln s_r$	—	—	0,0061 (1,40)	0,0101 (2,27)
$\ln (n + \delta + g)_r$	—	—	-0,0073 (2,17)	-0,0035 (1,72)
$\beta'$	0,0753 (4,58)	0,0942 (7,07)	0,0950 (3,61)	0,1224 (3,90)
$\bar{R}^2$	0,340	0,413	0,350	0,443
FF(1)	1,81 [0,18]	0,03 [0,87]	3,65 [0,06]	0,13 [0,72]
HET(1)	0,02 [0,88]	0,14 [0,71]	0,48 [0,49]	0,34 [0,56]
LL	505,72	515,63	509,07	520,74
SEE	0,00858	0,00809	0,00845	0,00788

Anmerkungen: siehe Tab. 1

Anstieg der Wachstumsrate von 0,5 bis 0,7%. Unser besonderes Interesse gilt aber dem Konvergenzkoeffizienten  $\beta'$ , der dramatisch von bisher rd. 0,03 auf Werte zwischen 0,075 und 0,12 ansteigt. Sie implizieren Halbwertszeiten von nur noch 9 bzw. 6 Jahren. Diese große Differenz zu den Schätzergebnissen der Tab. 1 und auch zu denen der Studien von BS, MRW und Seitz (1995) läßt sich dadurch erklären, daß in unserem Ansatz für Unterschiede in der Technologie der Länder (Regionen) in der Konvergenzgleichung kontrolliert wurde. Zwischen der Produktion pro Kopf in der Ausgangssituation  $\ln y_0$  und der technischen Effizienz besteht eine positive Korrelation<sup>27)</sup>. Somit ist davon auszugehen, daß die Vernachlässigung regionaler technischer Effizienzgrade zu einer Unterschätzung der Konvergenzrate führt. Für die weitere Analyse wird das Modell in Spalte (4) der Tab. 2 verwendet, das in einem LR-Test auf dem 5-Prozent Niveau die übrigen Modelle dominiert.

Es bietet sich an, wie BS (1991), das Wachstumsmodell für die Beantwortung der Frage heranzuziehen, wie lange es dauert, bis die ostdeutsche Produktivität eine

<sup>27)</sup> Der Korrelationskoeffizient beträgt 0,75 (vgl. Anhang Tab. A.2) und ist für jedes übliche Signifikanzniveau von Null verschieden.

bestimmte Relation zum westlichen Niveau erreicht hat. Wir lösen dazu die Konvergenzgleichung (8) nach der Zeit und erhalten:

$$T = -\beta'^{-1} \ln(\ln z_T / \ln z_0). \quad (11)$$

Darin wird  $z_0$  als das Verhältnis der Produktivitäten zwischen Ost- und Westdeutschland im Ausgangsjahr und  $z_T$  als das angestrebte Produktivitätsverhältnis im Jahr  $T$  interpretiert. In Tab. 3 ist die Zeit in Jahren angegeben, die benötigt wird, bis die ostdeutsche Produktivität 70, 80 bzw. 90 % des westlichen Niveaus erreicht hat, wobei von einem anfänglichen Verhältnis der Produktivitätsniveaus von 0,5 (Wert für 1993) ausgegangen wurde<sup>28</sup>.

Tabelle 3: Zeit (T) in Jahren zur Erreichung eines bestimmten Produktivitätsverhältnisses zwischen Ost- und Westdeutschland. Anfängliche Relation  $z_0 = 0,5$ .

	Produktivitätsverhältnis im Jahr T		
	$z_T = 0,7$	$z_T = 0,8$	$z_T = 0,9$
$\beta' = 0,12$	5	9	15
$\beta' = 0,029$	18	39	65

Mit der Konvergenzrate  $\beta' = 0,12$  wird eine erheblich optimistischere Prognose des Konvergenzprozesses zwischen Ost- und Westdeutschland ermittelt als mit der niedrigeren Rate von rd. 0,029, die sich bei der Schätzung der Konvergenzgleichung ohne die technische Effizienzvariable ergibt. Ist unsere optimistische Prognose bezüglich des Ost-West Konvergenzprozesses auch realistisch? Wir wollen diese Frage in der Weise zu beantworten versuchen, indem ermittelt wird, um wieviel Ostdeutschland schneller wachsen müßte, wenn in den in Tab. 3 für  $\beta' = 0,12$  angegebenen Zeiten die Anpassung an den Westen erfolgen soll. Dazu bedienen wir uns einer Beziehung des Wachstumsmodells, die den relativen Abstand zwischen der Produktivität in Ostdeutschland zu einem Zeitpunkt  $t$ ,  $y_t$ , und dem jeweiligen westdeutschen Niveau  $y_t^*$ , wie folgt in eine Wachstumsratendifferenz,  $\dot{y}$ , transformiert [vgl. auch Beziehung (5')]:

$$\dot{y} = -\beta' [\ln(y_t/y_t^*)] \quad (12)$$

Wird für  $\beta' = 0,12$  und das Verhältnis  $y_t/y_t^*$  der Wert für 1993 von 0,5 gesetzt, prognostiziert (12) eine Differenz der Wachstumsraten für das Jahr 1994 in Höhe von 8,3 %. Diese liegt zwar etwas über der tatsächlichen Differenz von 6,6 %, aber in der Größenordnung der Wachstumsdifferenzen zwischen Ost- und Westdeutschland der vergangenen Jahre. Im Vergleich dazu: mit der „2-Prozent-Regel“ wird eine Differenz der Wachstumsraten von lediglich 1,4 % prognostiziert! Zu beachten ist hierbei, daß dies nur eine anfängliche Wachstumsdifferenz ist, die im Zeitablauf abnimmt, wenn sich die Produktivitätslücke zwischen Ost und West allmählich schließt.

<sup>28</sup>) Vgl. das Jahresgutachten des SVR, (1995, 343, 357) und den Bericht des *Statistischen Bundesamtes* (1994, 12–13) zur wirtschaftlichen und sozialen Lage in den neuen Bundesländern.

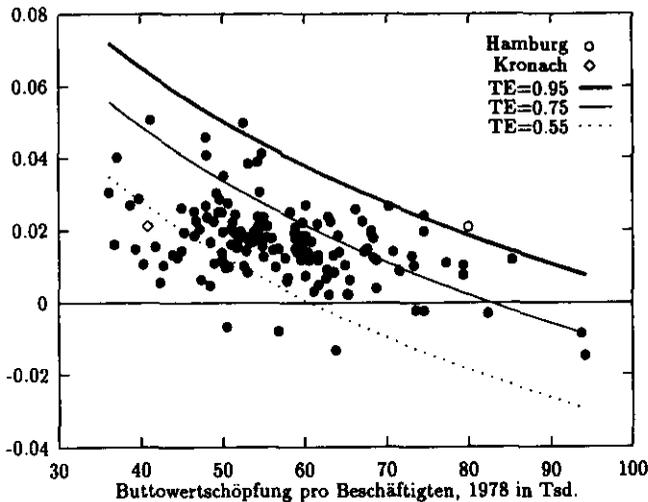


Abb. 4: Durchschnittliche regionale Wachstumsraten der Produktion pro Beschäftigten in der Verarbeitenden Industrie und Konvergenzpfade bei unterschiedlichen technischen Effizienzniveaus<sup>a</sup>.

<sup>a</sup> Die Konvergenzpfade wurden für dicht besiedelte Regionen mit den Ergebnissen aus Spalte (4), Tab. 2 und Mittelwerten für die erklärenden Variablen berechnet.

Beide Teile Deutschlands werden allerdings nur dann zu *demselben* Produktivitätsniveau konvergieren, wenn sie identische steady states haben, und das heißt auch über dieselben Technologien verfügen. Dies war bei der Berechnung der Konvergenzzeit in Tab. 3 implizit angenommen worden. Anderenfalls werden beide Regionen mit der ermittelten *bedingten* Konvergenzgeschwindigkeit zu ihren jeweils eigenen steady states, d.h. zu unterschiedlichen Niveaus im Output pro Kopf konvergieren. Voraussetzung für absolute Konvergenz der Einkommen pro Kopf zwischen Ost- und Westdeutschland ist deshalb, daß auch ihre Technologien konvergieren.

Dieser Zusammenhang und die Bedeutung der technischen Effizienz für den Aufholprozeß zwischen Ost- und Westdeutschland wird durch Abb. 4 noch etwas verdeutlicht. Die eingezeichneten Kurven stellen Konvergenzpfade für unterschiedliche Effizienzgrade dar. Alle Regionen konvergieren mit derselben *bedingten* Konvergenzrate. Wegen unterschiedlicher technischer Effizienzgrade konvergieren sie aber zu verschiedenen Produktivitätsniveaus. *Absolute* Konvergenz ist nur für Regionen mit ähnlichen Technologien gegeben. Kronach wird deshalb nicht zu dem *absoluten* Produktivitätsniveau von Hamburg konvergieren können, es sei denn, daß im Konvergenzprozeß gleichzeitig eine Verbesserung der Technologie in Kronach stattfindet. Damit absolute Konvergenz zwischen Ost- und Westdeutschland erreicht werden kann, müssen deshalb auch die bestehenden Effizienzurückstände im Osten durch einen entsprechenden Technologietransfer abgebaut werden.

## 6. Abschließende Bemerkungen

In dieser Arbeit wird das in vielen Studien erhaltene „law of convergence“ einer empirischen Überprüfung unterzogen, nach dem eine Produktivitätslücke zwischen einer armen und einer reichen Region jährlich mit einer Rate von 2 % geschlossen wird. Mit Daten für die Arbeitsmarktregionen Westdeutschlands und die Verarbeitende Industrie erhalten wir erheblich höhere Konvergenzraten bis zu 12 %. Der hauptsächlichste Grund für diese Differenz in den Ergebnissen liegt darin, daß in unserer Untersuchung die unterschiedlichen regionalen Produktionstechnologien bei der Schätzung der Konvergenzgleichung berücksichtigt werden konnten. Dies treibt die Konvergenzgeschwindigkeit nach oben.

Die ermittelten Konvergenzkoeffizienten in Tab. 4 sind vereinbar mit partiellen Produktionselastizitäten des physischen Kapitals von ungefähr 0,3. Eine hohe Produktionselastizität des Kapitals ist somit zur Erklärung der empirischen Fakten mit dem neoklassischen Wachstumsmodell nicht erforderlich. Wie Mankiw, Romer, Weil gelangen auch wir zu dem Schluß, daß „the findings reported in this paper cast doubt on the recent trend among economists to dismiss the Solow growth model in favor of endogenous growth models that assume constant or increasing returns to scale in capital“ (MRW, 1992, 408). Aber auch wir mußten feststellen, daß „yet all is not right for the Solow model“ (MRW, 1992, 409). Es gibt deutliche Unterschiede im Stand der Technologie zwischen Ländern und Regionen, deren Nichtberücksichtigung in der empirischen Analyse zu einem Versagen des traditionellen Wachstumsmodells bei der Erklärung des Konvergenzprozesses und der Unterschiede in den Faktorgrenzproduktivitäten führt.

Für die Konvergenz der Produktivitäten zwischen Ost- und Westdeutschland zeichnet unser Modellergebnis ein erheblich freundlicheres Bild als die meisten anderen Studien auf diesem Gebiet. Es ist allerdings nicht gesagt, daß die Produktivitäten bzw. Einkommen pro Kopf zwischen beiden Teilen Deutschlands *unbedingt* und in ihren *absoluten* Niveaus mit der ermittelten Rate konvergieren. Voraussetzung dafür wäre, daß Ostdeutschland über dieselbe Technologie verfügt wie Westdeutschland. Diese Voraussetzung muß evtl. durch eine geeignete regionale Strukturpolitik, die am Human- und Infrastrukturkapital ansetzt, sowie eine Technologie- und Innovationspolitik, die auf die Unterstützung des Technologietransfers gerichtet ist, während des Konvergenzprozesses noch geschaffen werden<sup>29)</sup>.

Obwohl unsere Ergebnisse das neoklassische Wachstumsmodell stützen, sollten sie nicht als Beleg *gegen* endogenes Wachstum mißverstanden werden. Die Untersuchung zeigt, daß die beobachteten interregionalen Abweichungen in der Produktion pro Kopf und deren Wachstumsraten nur dann mit dem traditionellen Standard-Wachstumsmodell konsistent sind, wenn die Unterschiede in den regionalen Technologien berücksichtigt werden. Die Technologie ist die Maschine des Wachstums (Grossman, Helpman, 1994, 25). Sie wird durch Innovationen, Humankapital, Infrastrukturkapital usw. angetrieben. Wir halten aber eine Theorie endogenen Wachstums, die das Niveau der Technologie *A* endogenisiert für eine (empirisch) erfolversprechendere Alternative zu Ansätzen der neuen Wachstumstheorie, in denen versucht wird, über die Erhöhung der partiellen Produktionselastizität des (weitgefaßten) Kapitals die Vorhersagen des Solow-Modells mit den empirischen Fakten in Einklang zu bringen. Solow (1994, 53)

<sup>29)</sup> Vgl. zu den Möglichkeiten und der Effizienz der staatlichen Förderung des Technologietransfers in Deutschland Reinhard, Schmalholz (1996).

weist auf eine solche Möglichkeit der Modellierung endogenen Wachstums hin: „If an innovation generates a proportionate increase in  $A$ , then we have a theory of easy endogenous growth.“ Die Entwicklung und empirische Überprüfung eines solchen Ansatzes muß einer gesonderten Arbeit vorbehalten bleiben.

### A. Datenquellen und Definitionen

Die Daten beziehen sich auf Betriebe des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes für die Bundesrepublik Deutschland mit im allgemeinen mehr als zwanzig Beschäftigten. Der Beobachtungszeitraum reicht von 1978 bis 1989<sup>30</sup>). Beobachtungsträger sind die Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland, die für Zwecke der regionalen Wirtschaftspolitik aus den Kreisen und kreisfreien Städten gebildet worden sind<sup>31</sup>).

Zur Messung der Wirtschaftsleistung einer Region verwenden wir die reale Bruttowertschöpfung zu Marktpreisen pro Beschäftigten. Obwohl die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten die geeignetere Größe ist, kann sie hier nicht betrachtet werden, da sie nicht nach Wirtschaftsbereichen ausgewiesen wird. In Schalk, Untiedt, Lüschor (1995) wurden durch einen Vergleich der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten mit der Bruttowertschöpfung zu Marktpreisen diejenigen Arbeitsmarktregionen identifiziert und aus der Untersuchung ausgeschlossen, in denen Subventionen und Produktionssteuern eine nicht unerhebliche Bedeutung besitzen. Es handelt sich um die sieben Arbeitsmarktregionen Bayreuth, Heide, Ingolstadt, Karlsruhe, Lingen, Trier und Wilhelmshaven. Sie werden auch hier nicht berücksichtigt.

Zur Berechnung der realen Größen wurde mangels Verfügbarkeit regionaler Preisindizes der nationale Preisindex ( $p$ ) verwendet. Die Daten stammen aus Görzig, Schintke, Schmidt (1990).

Die Quellen für die Zahl der Beschäftigten ( $L$ ), die Bruttoanlageinvestitionen ( $I$ ) und die Bruttowertschöpfung ( $Y$ ) sind die statistischen Berichte EI1, EI4, EI6 und die Gemeinschaftsveröffentlichung „Sozialproduktsberechnung der Länder“. Die Angaben zur Bevölkerung ( $E$ ) und zur Fläche ( $q_{km}$ ) der einzelnen Erhebungseinheiten sind aus den Materialien zur Raumentwicklung der Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung entnommen.

Die verwendeten Größen sind im einzelnen wie folgt definiert (alle für Arbeitsmarktregionen):

$y_{r,t}$	Reale Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in Region $r$ im Jahr $t$ .
$\dot{y}_r$	Durchschnittliche jährliche Wachstumsrate von $y_{r,t}$ im Zeitraum 1978 bis 1989, berechnet als $(\ln y_{r,89} - \ln y_{r,78})/11$ .
$s_r$	Durchschnittliche jährliche Investitionsquote im Zeitraum 1978 bis 1989, berechnet als $(\sum_{t=78}^{89} I_{r,t} / \sum_{t=78}^{89} Y_{r,t})/12$ .
$TE_r$	Technische Effizienz der Produktion in Region $r$ , definiert als $e^{-\bar{v}_r}$ mit $\bar{v}_r \geq 0$ . $\bar{v}_r$ wurde wie folgt ermittelt: Auf der Basis kombinierter Zeitreihen- und Querschnittsbeobachtungen wurden für den Zeitraum 1978 bis 1989 <i>frontier production functions</i> der Form:

<sup>30</sup>) Prinzipiell wäre eine längere Beobachtungsperiode wünschenswert. Eine Berücksichtigung von Werten vor 1978 ist nicht möglich, da aufgrund von Gebietsreformen eine Vergleichbarkeit der Erhebungseinheiten nicht mehr vorliegt. Eine Verlängerung der Zeitreihen bis an den aktuellen Rand wird zur Zeit durchgeführt.

<sup>31</sup>) Zu den Abgrenzungskriterien und zur Zuordnung der 327 Kreise und kreisfreien Städte zu den 158 Arbeitsmarktregionen vgl. Eckey, Horn, Klemmer (1990).

$$\ln Y_{rt} = A + \alpha \ln L_{rt} + \beta \ln K_{rt} + \varepsilon_{rt} - v_r$$

mit  $E(\varepsilon_{rt}) = 0$  und  $v_r \geq 0$ , berechnet. Aus

$$A + \widetilde{\varepsilon}_{rt} - v_r = \ln Y_{rt} - \bar{\alpha} \ln L_{rt} - \bar{\beta} \ln K_{rt}$$

erhält man den Schätzwert für das regionale Niveau der Technologie wie folgt:

$$\bar{A}_r = \frac{1}{T} \sum A + \widetilde{\varepsilon}_{rt} - v_r$$

Die effiziente (best-practice) Technologie ist gegeben durch:

$$\bar{A}_0 = \max (\bar{A}_r).$$

Die Schätzwerte für  $v_r$  folgen daraus als:

$$\hat{v}_r = \bar{A}_0 - \bar{A}_r.$$

Methodische Details sind in Schalk, Untiedt, Lüscho (1995) enthalten. Verwendet werden hier die Kennziffern des Modells III (Random-Effects Modell) dieser Studie.

$n_r + \delta + g$  Technischer Fortschritt  $g$  plus Abschreibungsrate  $\delta$  wurden in allen Regionen gleich 0,06 gesetzt. Die durchschnittliche Wachstumsrate  $n$  der Beschäftigung wurde ermittelt als:  $(\ln L_{r,89} - \ln L_{r,78})/11$ .

DJ Dummyvariable mit J = I,II,III nach Bevölkerungsdichte pro Quadratkilometer (E /qkm).

$$DI = \begin{cases} 1, & \text{falls } E /qkm < 130 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$DII = \begin{cases} 1, & \text{falls } 130 \leq E /qkm \leq 230 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$DIII = \begin{cases} 1, & \text{falls } 230 < E /qkm \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Nachfolgend sind in der Tab. A.1 einige deskriptive Statistiken und in Tab. A.2 die Korrelationskoeffizienten der einbezogenen Variablen wiedergegeben.

Tabelle A.1: Deskriptive Kennziffern,  $r = 151$  Beobachtungen.

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Max.	Min.
$\dot{y}$	0,017	0,011	0,051	- 0,014
$\ln y_{78}$	4,031	0,183	4,55	3,588
$\ln TE$	- 0,308	0,139	0,000	- 0,662
$\ln s$	- 2,133	0,267	- 1,138	- 2,852
$n$	0,001	0,012	0,008	- 0,035

Tabelle A.2: Korrelationsmatrix,  $\tau = 151$  Beobachtungen.

	$\dot{y}$	$\ln y_{78}$	$\ln TE$	$\ln s$	$\ln (\pi + 0,06)$
$\dot{y}$	1	-0,43	-0,05	-0,07	0,05
$\ln y_{78}$		1	0,75	-0,18	-0,12
$\ln TE$			1	-0,44	0,09
$\ln s$				1	0,26
$\ln (0,06 + \pi)$					1

## Literatur

- Barro, R. J. (1991), Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics* 106, 407–443.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*. New York u.a.O.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1992), Convergence. *Journal of Political Economy* 100, 223–251.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1991), Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 107–182.
- Barro, R. J., Sala-i-Martin, X. (1990), Economic growth and convergence across the United States. NBER Working Paper No. 3419.
- Beeson, P. E., Husted, S. (1989), Pattern and determinants of productive efficiency in state manufacturing. *Journal of Regional Science* 29, 15–28.
- Bernard, A. B., Durlauf, N. S. (1996), Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics* 71, 161–173.
- Blanchard, O. (1991), Comment on Barro and Sala-i-Martin (1991). *Brookings Papers on Economic Activity*, 159–174.
- Bundesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung (Hrsg., 1992), *Laufende Raumbewertung – Aktuelle Daten zur Entwicklung der Städte, Kreise und Gemeinden 1989/90*. Materialien zur Raumentwicklung, Heft 47, Bonn.
- Burda, M., Funke, M. (1995), Eastern Germany: Can't we be more optimistic? *ifo-Studien* 41, 327–354.
- Dornbusch, R., Wolf, H. (1992), Economic transition in Eastern Germany. *Brookings Papers on Economic Activity*, 235–272.
- Dumke, R. H. (1990), Reassessing the „Wirtschaftswunder“: Reconstruction and postwar growth in West Germany in an international context. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 451–491.
- Eckey, H.-F., Horn, K., Klemmer, P. (1990), Abgrenzung von regionalen Diagnoseeinheiten für die Zwecke der regionalen Wirtschaftspolitik. Beiträge zur Struktur- und Konjunkturforschung, Bd. XXIX, Bochum.
- Franz, W. (1992), Aus der Kälte in die Arbeitslosigkeit. Eine Zwischenbilanz der ostdeutschen Arbeitsmarktentwicklung. *ZEW-Wirtschaftsanalysen* 1, 4–23.
- Franz, W., Schalk, H. J. (1995), Eine kritische Würdigung der Wirksamkeit der regionalen Investitionsförderung in der Bundesrepublik Deutschland. *Gahlen, B., Hesse, H., Ramser, H. J.* (Hrsg.): *Standort und Regionen. Neue Ansätze zur Regionalökonomik*. Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Bd. 24, Tübingen, 273–302.
- Görzig, B., Schinke, J., Schmidt, M. (1990), Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes in der Bundesrepublik Deutschland. Berlin.
- Grossman, G. M., Helpman, E. (1994), Endogenous innovation in the theory of growth. *Journal of Economic Perspectives* 8, 23–44.
- Gundlach, E. (1993), Determinanten des Wirtschaftswachstums: Hypothesen und empirische Evidenz. *Die Weltwirtschaft*, 466–498.

- Heilemann, U., Jochimsen, R. (1993), Christmas in July? The political economy of German unification reconsidered. Brookings Occasional Papers. The Brookings Institution, Washington, D.C.
- Holtz-Eakin, D. (1993), Solow and the states: Capital accumulation, productivity, and economic growth. *National Tax Journal* XLVI, 425–439.
- Lichtenberg, F. R. (1994), Testing the convergence hypothesis. *Review of Economics and Statistics* LXXVI, 576–579.
- Lucas, R. E. Jr. (1990), Why doesn't capital flow from rich to poor countries. *American Economic Review* 80, 92–96.
- Lucas, R. E. Jr. (1988), On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22, 3–42.
- Mankiw, N. G. (1995), The Growth of Nations. *Brookings Papers on Economic Activity*, 275–310.
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1992), A contribution to the empirics of growth. *The Quarterly Journal of Economics* 107, 407–437.
- Neven, D. J., Gouyette, C. (1995), Regional convergence in the European Community. *Journal of Common Market Studies* 33, 47–65.
- Newey, W. K., West, K. D. (1987), A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703–708.
- Pack, H. (1994), Endogenous growth theory: Intellectual appeal and empirical shortcomings. *Journal of Economic Perspectives* 8, 55–72.
- Reinhard, M., Schmalholz, H. (1996), Technologietransfer in Deutschland – Stand und Reformbedarf. *Schriftenreihe des ifo Instituts* Nr. 140, Berlin, München.
- Romer, P. M. (1994), The origins of endogenous growth. *Journal of Economic Perspectives* 8, 3–22.
- Romer, P. M. (1986), Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy* 97, 1002–1037.
- Sala-i-Martin, X. (1994), Cross-sectional regressions and the empirics of growth. *European Economic Review* 38, 739–747.
- Sala-i-Martin, X. (1990), Lecture notes on economic growth (I): Introduction to the literature and neoclassical models. NBER Working Paper No. 3563.
- Schalk, H. J., Untiedt, G. (1996), Regional Policy in Germany: Concepts and Impacts on Investment, Employment and Growth. Working Paper, Note Di Lavourno, Milano.
- Schalk, H. J., Untiedt, G., Lüscho, J. (1995), Technische Effizienz, Wachstum und Konvergenz in den Arbeitsmarktregionen der Bundesrepublik Deutschland (West). *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 214, 25–49.
- Seitz, H. (1995), Konvergenz: Theoretische Aspekte und empirische Befunde für Westdeutschland. *Konjunkturpolitik* 41, 168–198.
- Solow, R. M. (1994), Perspectives of growth theory. *Journal of Economic Perspectives* 8, 45–54.
- Statistisches Bundesamt (1994), Zur wirtschaftlichen und sozialen Lage in den neuen Bundesländern. Wiesbaden.
- Ströhl, G. (1994), Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. *Statistisches Bundesamt* (Hrsg.) *Wirtschaft & Statistik*. 415–435.
- Summers, R., Heston, A. (1991), The Penn world table (Mark 5): An expanded set of international comparisons, 1950–1988. *The Quarterly Journal of Economics* 106, 327–368.
- SVR (1995), Den Aufschwung sichern – Arbeitsplätze schaffen. *Jahresgutachten 1994/95*, Wiesbaden.
- Untiedt, G., Jungmittag, A. (1995), Sparen, Investitionen und intranationale Kapitalmobilität. Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland 1970–91. Unveröff. Manuskript, Münster.
- Willgeroth, H. (1990), Vorteile der wirtschaftlichen Einheit Deutschlands. Universität Köln, mimeo.

### *Zusammenfassung*

In diesem Beitrag wird anhand des neoklassischen Wachstumsmodells die Bedeutung von regional unterschiedlichen Technologien für den Konvergenzprozeß diskutiert und die in vielen Studien erhaltene „Zwei-Prozent-Regel“ mit Daten der Verarbeitenden Industrie und Arbeitsmarktregionen Westdeutschlands überprüft. Die Ergebnisse zeigen, daß unterschiedliche Technologien für das Wachstum von erheblicher Bedeutung sind, ihre Vernachlässigung scheinbar die „Zwei-Prozent-Regel“ bestätigt, während ihre Berücksichtigung die Konvergenzgeschwindigkeit auf bis zu 12 % ansteigen läßt. Dieses Ergebnis ist kompatibel mit einer Produktionselastizität des Kapitals von rd. 1/3, welche mit den Verteilungsquoten des Volkseinkommens besser übereinstimmt als die von rd. 8/10, die aus der „Zwei-Prozent-Regel“ folgt. Regionen werden aber nur dann zu identischen Produktivitätsniveaus konvergieren, wenn auch identische Technologien erreicht werden. Unter dieser Voraussetzung (identischer Technologien) prognostiziert unsere Studie für den Konvergenzprozeß zwischen Ost- und Westdeutschland eine erheblich optimistischere Entwicklung als die meisten bisherigen Untersuchungen.

### *Summary*

Within the neoclassical model of economic growth the significance of regional different technologies is discussed and the “Two-Percent-Rule”, found in several studies, is tested using data of the manufacturing industry in the “labour market regions” of West Germany. The results show that different technologies have substantial impact on economic growth. Neglecting these differences confirms the “Two-Percent-Rule”, whereas their consideration leads to an increase of the convergence speed up to 12 %. This result is compatible with a capital share of 1/3. But regions will converge to the same level of productivity only, if their technologies become identical. On that condition our findings predict a considerable more optimistic process of convergence between East and West Germany than most other studies.

Prof. Dr. Hans Joachim Schalk, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, Poschingerstr. 5, D-81679 München, Dr. Gerhard Untiedt, Institut für Ökonometrie und Wirtschaftsstatistik, Westfälische Wilhelms Universität Münster, Am Stadtgraben 9, 48143 Münster.