

Graff, Michael

Working Paper

Hochschulbildung und Wirtschaftswachstum: Neue empirische Ergebnisse

KOF Working Papers, No. 62

Provided in Cooperation with:

KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Graff, Michael (2002) : Hochschulbildung und Wirtschaftswachstum: Neue empirische Ergebnisse, KOF Working Papers, No. 62, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/50899>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Arbeitspapiere/ Working Papers

Michael Graff

Hochschulbildung und
Wirtschaftswachstum:
Neue empirische Ergebnisse

1 Einleitung

Die primären Determinanten des wirtschaftlichen Wachstums sind aus ökonomischer Sicht die Akkumulation des Produktionsfaktors Sachkapital, die Zunahme des Arbeitskräftepotenzials, die Vermehrung und qualitative Verbesserung des an das Arbeitskräftepotenzial gebundenen Humankapitals sowie die Zunahme des zumindest prinzipiell allgemein zur Verfügung stehenden Wissens und die Verbesserung des gesellschaftlichen Organisationsniveaus.

Die Hochschulbildung tritt innerhalb dieses Analyserahmens an zwei Stellen in Erscheinung; zum einen unmittelbar bei der Vermehrung des Humankapitals (Volumeneffekt), zum anderen könnte die Hochschulbildung eine entscheidende Bestimmungsgrösse für das effektiv zur Verfügung stehende technische und organisatorische Wissen sein und damit die Rate des Wachstums der allgemeinen ('totalen') Faktorproduktivität – das TFP-Wachstum – wesentlich mitbestimmen (dynamischer Effekt).

Andererseits steht unter allen Bildungsanstrengungen insbesondere die Hochschulbildung unter Verdacht, gesamtwirtschaftlich in erster Linie eine Signalfunktion auszuüben ('Diplome' zu produzieren), ansonsten aber die tatsächlich im Wirtschaftsablauf nützlichen Qualifikationen und Kenntnisse nur sehr unwesentlich zu beeinflussen.

Angesichts der Ambivalenz des theoretischen Befunds ist eine Klärung des Beitrags zur Hochschulbildung zum Wirtschaftswachstum daher auf empirische Evidenz angewiesen. Die nachweislich hohen privaten Ertragsraten für ein Hochschulausbildung sind allerdings auch mit der Signalthypothese vereinbar, und der makroökonomische Befund ist bislang nicht konsistent, so dass hier weiterer Forschungsbedarf gegeben ist.

Der vorliegende Beitrag unternimmt dazu den Versuch, die duale Rolle der Hochschulbildung mit Volumen- und dynamischem Effekt in einen empirisch überprüfbaren Analyseansatz zu implementieren und dabei exemplarisch zu klären, ob sich sozioökonomische und politische Einflussgrößen identifizieren lassen, die bestimmen, ob die Hochschulausbildung ihre potenziell dem Wirtschaftswachstum förderlichen Funktionen ausfüllen kann oder aus gesamtwirtschaftlicher Sicht eher eine Verschwendung von Ressourcen darstellt.

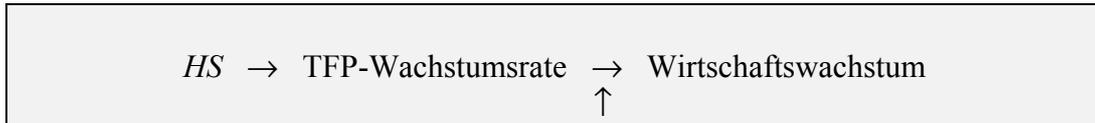
Die Datenbasis hierzu besteht aus einem sozioökonomischen und politischen Paneldatensatz über 82 Länder und 7 Beobachtungszeitpunkte (1960, 1965, ..., 1995), aus denen sich 6 Fünfjahres-Wachstumsintervalle berechnen lassen. Die Daten zur Hochschulbildung sind dabei der letzten Version (2001) der Online-Datenbank von BARRO und LEE entnommen.

Die theoretischen Argumente zu den Auswirkungen der Hochschulbildung (*HS*) auf das Wirtschaftswachstum, die im Zuge dieser empirischen Untersuchung mit den Daten konfrontiert werden sollen, sind im Folgenden zur Übersicht noch einmal in schematischen Ursache-Wirkungs-Pfaden zusammengefasst.

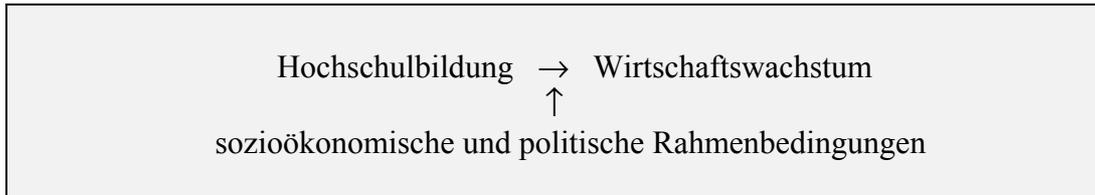
Volumeneffekt: HS ist ein direkter Produktionsinput:

$HS \rightarrow$ Faktormenge 'spezialisiertes Humankapital' \rightarrow Wirtschaftswachstum

Dynamischer Effekt: HS erhöht den technischen Fortschritt (TFP-Wachstum):



Die sozioökonomische und politische Rahmenbedingungen sind von Bedeutung:



Investitionen in Humankapital: Der mikroökonomische Ansatz

Die damals als "Humankapitalrevolution" empfundenen (vgl. BOWMAN 1966) Beiträge der frühen 1960er Jahre (SCHULTZ 1961; BECKER 1962) betrachteten Bildungsaufwendungen erstmals auf formal stringente Weise als Investitionen in "Humankapital", die mit den üblichen Ansätzen und Instrumenten der ökonomischen Theorie analysiert werden können. Humankapital ist danach durch Bildungsinvestitionen akkumuliertes, an den Träger gebundenes, nicht handelbares Vermögen, welches das Potenzial des Trägers erhöht, Einkommen zu erzielen.

Aus der Beobachtung, dass Humankapitalinvestitionen auf der einen Seite private Kosten (vor allem: entgangenes Einkommen) verursachen, auf der anderen Seite aber das persönliche Einkommen positiv mit dem Humankapitalbestand des Trägers korreliert ist, sowie der Gleichgewichtsbedingung dass der (erwartete) Gegenwartswert des Netto-Lebenseinkommens für alle (ansonsten identisch ausgestatteten) Wirtschaftssubjekte gleich (und damit unabhängig von der Menge des akkumulierten Humankapitals) sein muss, folgt, dass Humankapital positive Erträge abwerfen muss. Bei Vorliegen aussagefähiger Mikrodatenpanels ist mittels dieses Ansatzes unmittelbar die Möglichkeit zur empirischen Bestimmung von Bildungsertragsraten gegeben.

Diese Überlegungen haben zu einer grossen Anzahl von empirischen Untersuchungen geführt. Ausgehend von Paneldaten zu Ausbildung und Einkommen sowie Angaben zu den Bildungskosten werden dabei zunächst die Kosten- und Ertragsströme verschiedener Ausbildungsgänge erfasst. Die Ertragsrate für eine bestimmte Bildungsstufe entspricht dann dem jeweiligen internen Zinsfuss der Bildungsinvestition, also demjenigen Zinssatz, bei dem die über die Lebenszeit abgezinsten Bildungskosten gleich den Erträgen sind. Unterschieden wird dabei zwischen privaten und sozialen Ertragsraten: Private Ertragsraten setzen die dem Individuum entstehenden Bildungskosten (entgangenes Einkommen, Gebühren, Ausgaben für Lehr- und Lernmittel) in Beziehung zum zusätzlich erzielten persönlichen Lebenseinkommen. Soziale Ertragsraten berücksichtigen dagegen nicht nur die dem Individuum entstehenden, sondern auch die von der Gesellschaft getragenen Bildungskosten. Auf der Ertragsseite werden bei den privaten Ertragsraten die Nettoeinkommen nach Steuerabzug zugrunde gelegt, während die sozialen Erträge aus den Einkommensdifferenzen vor Steuerabzug bestehen. Private Bildungsertragsraten reflektieren daher den privaten Nettonutzen von

Bildung nach staatlicher Umverteilung, soziale Ertragsraten dagegen einen möglichen gesamtwirtschaftlichen Beitrag von Bildungsinvestitionen zum Wachstum des Volkseinkommens.

Aus der grossen Anzahl vorliegender empirischer Untersuchungen anhand von Mikrodaten lässt sich folgendes Bild gewinnen: (1) Private Bildungsertragsraten sind positiv und liegen nicht selten über 10%. (2) Auch für die Hochschulbildung sind die privaten Ertragsraten positiv. (3) Private Ertragsraten sind in aller Regel höher als soziale, und das zunehmend mit höheren Bildungsstufen. Die nach diesem Ansatz berechneten sozialen Ertragsraten sind somit insbesondere für die Hochschulbildung i.A. wesentlich niedriger als die privaten Ertragsraten.

Der Unterschied zwischen den sozialen und den deutlich höheren privaten Ertragsraten liegt bei dieser Methode darin begründet, dass die Berücksichtigung der von der Gesellschaft getragenen Bildungsausgaben stärker zu Buche schlägt als die Korrektur der Erträge um die Steuern auf das private Einkommen. Auffällig ist dabei, dass besonders die privaten Ertragsraten des tertiären Bildungsbereichs in ärmeren Ländern erheblich höher sind als die sozialen. Als Erklärung dafür werden die gegenüber dem Primar- und Sekundarschulbereich besonders in ärmeren Ländern hohen öffentlichen Aufwendungen pro Student im Hochschulbereich angeführt.

In jüngster Zeit wird allerdings die Aussagefähigkeit von sozialen Bildungsertragsraten sehr skeptisch beurteilt, da im Mikroansatz potenzielle Externalitäten unberücksichtigt bleiben. Externalitäten – in der eingangs eingeführten Terminologie: 'dynamische Effekte' – könnten nun aber insbesondere im Falle der Hochschulbildung aus gesamtwirtschaftlicher Sicht von entscheidender Bedeutung sein, so dass sich hier die methodischen Grenzen der konzeptuell am Volumeneffekt orientierten Ertragsratenberechnung zeigen. Die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Bildung können mit dieser Methode offensichtlich nicht adäquat erfasst werden.

Die Wachstumswirksamkeit von Hochschulbildung hängt nun aber genau davon ab, ob diese Bildungsanstrengungen nicht nur private, sondern auch soziale Erträge abwerfen. Entscheidend ist also, ob es sich – wie seit langem von Kritikern (STREETEN 1972; SPENCE 1973; BHAGWATI/SRINIVASAN 1977; KING 1984; BLAUG 1987) vorgebracht wird – um ein Nullsummenspiel handelt, bei dem nur aufgrund von 'Bildungscredentials' eine Umverteilung vorgenommen wird, oder ob durch die Hochschulbildung tatsächlich neue produktive Ressourcen erschlossen werden bzw. die Produktivität der vorhandenen Produktionsfaktoren verbessert wird.

Der makroökonomische Ansatz

Die Grundidee des makroökonomischen Ansatzes der ersten Generation ist, Humankapital als einen Produktionsfaktor aufzufassen. Die adäquate Methode zur empirisch-ökonomischen Evaluation der sozialen Bildungserträge ist dann die Aufnahme einer separaten Bildungsvariablen in die Schätzung einer aggregierten Produktionsfunktion (GRILICHES 1996). Diesem Analyserahmen entspricht der erweiterte neoklassische Ansatz von MANKIW ET AL. (1992) mit der um den Produktionsfaktor Humankapital erweiterten aggregierten Produktionsfunktion

$$(1) \quad Y_{i,t} = A f(K_{i,t}, L_{i,t}, H_{i,t}) .$$

Zur empirischen Implementierung dieses Ansatzes wird zumeist die multiple Regressionsanalyse im Länderquerschnitt verwendet, wobei der Output Y im Land i zum Jahr t als Funktion der

Leistungsabgaben der Produktionsfaktoren Sachkapital K , 'roher' Arbeit L und Humankapital H sowie eines allgemeinen Effizienzparameters A aufgefasst wird.¹ Die Angemessenheit des Ausdrucks $f(K, L, H)$ ist dabei heute – anders als noch vor wenigen Jahrzehnten² – kaum mehr umstritten. Weniger Einigkeit herrscht dagegen bei der Frage nach der adäquaten Spezifizierung von f . Aus pragmatischen Gründen stützt man sich aber meistens auf eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

$$(2) \quad Y_{i,t} = A K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} H_{i,t}^{\gamma},$$

die neoklassischen Annahmen genügt und sich darüber hinaus leicht linearisieren und schätzen lässt. Unter der traditionellen Annahme konstanter Skalenerträge folgt nach Division durch L und Logarithmieren und Differenzieren nach t :

$$(3) \quad g_{(Y/L)_{i,t}} = g_A + \alpha g_{(K/L)_{i,t}} + \gamma g_{(H/L)_{i,t}},$$

wobei $g_X \equiv d(\ln X)/dt$. Zu beachten ist nun, dass in der oben stehenden Wachstumsgleichung der allgemeine Effizienzparameter A über alle Länder und Zeitpunkte gleich ist. Inhaltlich impliziert dies, dass alle produktionsrelevanten Techniken zu einem gegebenen Zeitpunkt t jedem Land i gleichermaßen zur Verfügung stehen und mit gleicher Effizienz im Produktionsprozess eingesetzt werden. Da dies aber – wie nicht zuletzt die Überlegungen der Neuen Wachstumstheorie nahe legen – eine sehr rigide Restriktion ist, und darüber hinaus anzunehmen ist, dass A mit anderen Variablen im Schätzansatz korreliert ist, führen Regressionen mit konstantem A zu verzerrten Schätzungen.

Die makroökonomischen Ansätze der zweiten Generation gehen daher aus von einer in diesem Sinne modifizierten Produktionsfunktion

$$(4) \quad Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} H_{i,t}^{\gamma}$$

und fassen die Veränderung der totalen Faktorproduktivität $g_{A_{i,t}}$ ihreseits als Funktion eines Vektors erklärender Variablen auf, der neben der konkreten historischen Situation eines Landes im internationalen Kontext, die u.a. über die Möglichkeit zu aufholendem Wachstum entscheidet, auch die Befähigung sowie das Bemühen eines Landes beschreibt, den technischen Fortschritt voranzutreiben und das organisatorische Niveau zu erhöhen.

In diesem Zusammenhang sind nun die Resultate der Hochschulbildung ganz offensichtlich ein potenziell zentrales Argument in der Wachstumsfunktion des Effizienzparameters A .³ Das Humankapital einer Volkswirtschaft ist also einerseits als Produktionsfaktor anzusehen, so dass durch den Mengeneffekt $g_{(Y/L)}$ eine Funktion von $g_{(H/L)}$ ist,⁴ andererseits ist aber auch der Humankapital-

¹ Für Übersichten über diesen Ansatz vgl. SALA-I-MARTIN (1994) und TEMPLE (1998).

² So wurde in der 'Cambridge-Cambridge-Kontroverse' von britischer Seite der empirische Gehalt des Konstrukts 'gesamtwirtschaftlicher Kapitalstock' bezweifelt, und in der Entwicklungsökonomik wurde gelegentlich angenommen, dass L in den ärmeren Ländern eine Grenzproduktivität von Null aufweise (LEWIS 1954).

³ Vgl. dazu auch BENHABIB/SPIEGEL (1994).

⁴ Anzumerken ist dabei, dass die Ausweitung von Bildung (in Jahren) aufgrund der begrenzten Lebensspanne der Individuen nur ein begrenztes Potenzial hat und somit nicht ständige Quelle der wirtschaftlichen Entwicklung sein kann (GRILICHES 1996).

bestand – und hierbei insbesondere der aus der Hochschulbildung resultierende – eine mögliche Wachstumsdeterminante, die sich positiv auf das Wachstum des Effizienzparameters A auswirken kann.

Das aus der Hochschulbildung resultierende Humankapital wird im Einklang mit diesen Überlegungen von vielen Ökonomen als besonders wichtig für die Entwicklung der technologischen Kapazität eines Landes und damit auch für die wirtschaftliche Entwicklung angesehen (MANSFIELD 1973; BARTEL/LICHTENBERG 1987; SCHULTZ 1988). Hinzu kommt, dass die Hochschulbildung im internationalen Kontext einen Beitrag zur Diffusion des technischen Wissens leisten könnte (TIMMERMANN/GRAFF 1995), wobei der Vorsprung der reicheren Länder offensichtlich ein gewaltiges Potenzial für eine Verbesserung der totalen Faktorproduktivität in ärmeren Ländern allein durch aufholende Entwicklung darstellt; aber auch die Imitation von Techniken aus anderen Ländern hohe Kompetenz erfordert.

Dagegen werden jedoch insbesondere mit Blick auf die ärmeren Länder verschiedene Einwände erhoben. So werde erst mit höherem Entwicklungsstand neben elementarem zunehmend auch qualifiziertes und spezialisiertes Humankapital benötigt; forcierte Bildungsanstrengungen auf den höheren Bildungsstufen seien erst nach Schaffung einer soliden Grundlage zu rechtfertigen (STREETEN 1972; BLAUG 1979; WOLFF/GITTLEMAN 1993). Darüber hinaus sei der zunehmende Abstand zu den fortgeschrittenen Ländern für ärmere Länder immer schwerer zu überbrücken, weil die Zutrittsbarriere zum Verständnis neuer Techniken im Zeitablauf immer höher werde (JUNGNICKEL 1991). Hinzu kommt der 'brain drain' von den ärmeren in die reicheren Länder (vgl. z.B. BLOMQUIST 1986). Das Bildungssystem vieler Länder sei somit durch einen unverhältnismässigen Aufwand für die höheren Bildungsniveaus gekennzeichnet.

Dieser Streitpunkt ist um so bedeutsamer, als hier neben ökonomischen auch politische Fragen berührt werden: Wenn bei offensichtlicher Vernachlässigung der elementaren Bildung eine aufwendige akademische Ausbildung für wenige gewährleistet wird, muss auch gefragt werden, ob damit nicht in erster Linie im Interesse der herrschenden Eliten die Ungleichheit fortgeschrieben wird. In weniger extremen Fällen wird jedoch vielleicht bei dieser Diskussion der potenziellen Dynamik wirtschaftlicher Entwicklung zu wenig Rechnung getragen. Die Einwände gegen eine verstärkte Ausbildung von hochqualifizierten Akademikern sind beim Fehlen kritischer Massen auf elementarsten Bildungsniveaus wohl auch aus ökonomischer Sicht gerechtfertigt;⁵ das Entstehen neuer Industrien und das Vorantreiben der technologischer Kapazität erfordern aber nicht nur eine Mindestanzahl hochqualifizierter Arbeitskräfte, sondern bieten diesen im Erfolgsfall auch neue Beschäftigungsmöglichkeiten.

Festzuhalten ist somit, dass sich auch hier aus theoretischen Überlegungen allein kein eindeutiger Befund ergibt. Es kann vielmehr erwartet werden, dass die dynamischen Effekte der Hochschulbildung situationsbedingt von Fall zu Fall stärker oder schwächer zum Tragen kommen, und auch dysfunktionale Auswirkungen sind nicht kategorisch auszuschliessen. Zur weiteren Klärung ist also auf empirische Evidenz aus makroökonomischer Perspektive zurückzugreifen.

Auch der Befund der bislang vorliegenden makroökonomischen Untersuchungen ist nun aber hinsichtlich der Bildung als Determinante der wirtschaftlichen Entwicklung nicht eindeutig. Dies

⁵ Daneben kann entsprechend der Auffassung von Bildung als sozialem Grundrecht dem verbreiteten Erreichen elementarer Bildungsniveaus auch aus nichtökonomischen Erwägungen heraus hohe Priorität eingeräumt werden.

liegt sicher zunächst daran, dass sich diese Untersuchungen nicht nur bei der Abgrenzung und Messung der Humankapitalvariablen unterscheiden, sondern auch bei den darüber hinaus berücksichtigten Grössen. Neben Bildungsvariablen finden sich implizit auf der rechten Seite von $g_{Ai,t}$ höchst unterschiedliche weitere erklärende sozioökonomische und politische Variablen, so z.B. die Exporte, der Zinssatz für die Verschuldung im Ausland, Indikatoren für die politische Stabilität, demographische Variablen sowie verschiedene Dummyvariablen. Ein numerischer Vergleich der für die Bildungsvariablen ermittelten Koeffizienten ist daher nicht möglich. Zudem ist festzustellen, dass als Variablen für den Bildungsstand immer noch häufig Einschulungsraten und Alphabetisierungsquoten verwendet werden, die aber nur schwer vergleichbar und wenig verlässlich sind. Die Koeffizienten der verwendeten Humankapitalvariablen erweisen sich dann auch als wenig robust gegenüber Unterschieden in der Variablenauswahl sowie gegenüber verschiedenen Abgrenzungen der Länderstichproben und Untersuchungszeiträumen, ohne dass dabei ein klares Muster erkennbar wäre.⁶

Schliesslich ist der Erklärungsbeitrag der Bildung in makroökonomischen Schätzungen häufig wesentlich geringer, als theoretische Überlegungen a priori vermuten lassen (BILS/KLEENOW 2000).

Verbreitete Mängel dieser Studien bestehen neben der häufig festzustellenden Theoriefreiheit bei der Auswahl der erklärenden Variablen in der Verwendung sehr globaler und unzuverlässiger Humankapitalvariablen, in der meist ganz fehlenden Differenzierung der Analyse nach verschiedenen Ländercharakteristiken. Zudem sind die Zusammenhänge zwischen der Bildung und der wirtschaftlichen Entwicklung wohl auch im Zeitablauf nicht stabil (FUNKHOUSER 1998).

Angesichts der skizzierten Probleme sind allgemeine Folgerungen also nur mit grosser Vorsicht möglich. Unter diesem Vorbehalt sei hier festgestellt, dass die soziale Nützlichkeit von Bildungsanstrengungen auf elementaren Niveaus wohl als relativ gesichert angesehen werden kann, sofern dabei auf die möglichst allgemeine Gewährleistung von kritischen Mindestniveaus geachtet wird (GRAFF 1995). Ein insgesamt 'robuster' Befund ergibt sich hinsichtlich der wachstumsfördernden Auswirkungen der mittleren Bildungsniveaus. Sehr viel facettenreicher ist der Befund dagegen für die höheren Bildungsniveaus, die zwar i.d.R. als gute private, jedoch nicht unbedingt auch als ertragreiche soziale Investitionen betrachtet werden können. So zeigt sich im typischen Wachstumsregressionsansatz, dass bei der Hinzunahme von Kontrollvariablen mit inhaltlicher Affinität zu den theoretisch relevanten Bestimmungsgründen des allgemeinen Produktivitätsfortschritts insbesondere die Koeffizienten für die höhere Bildung instabil werden.

Die Instabilität der Koeffizienten für die Hochschulbildung mag dabei zu einem Teil auf die allgegenwärtigen Messprobleme zurückzuführen sein; schwerwiegender erscheint allerdings, dass der Stand der Hochschulbildung sehr hoch mit anderen potenziellen Wachstumsdeterminanten korreliert ist, so etwa mit dem technischen Fortschritt, der Entwicklung des Finanzsystems oder der institutionellen Qualität eines Landes. Der theoretisch motivierte Versuch, die Variablen als zusätzliche Kontrollgrössen zu berücksichtigen, führt dann aber unweigerlich zu hoher Multikollinearität und den damit verbundenen Schätzproblemen.

Eine wichtige – und in empirischen Untersuchungen zumeist vernachlässigte – Randbedingung für die Wachstumseffekte der Hochschulbildung könnte das Ausmass der meritokratischen

⁶ Für Beispiele widersprüchlicher Befunde vgl. BRIST/CAPLAN (1999).

Orientierung sein, wie es beispielsweise in der Abwesenheit von 'Bildungsungleichgewichten' und in einer demokratischen Verfasstheit der Gesellschaft zum Ausdruck kommt (GRAFF 1999).

Schliesslich ist darauf hinzuweisen, dass in vielen Teilen der Welt ein Grossteil der Hochschulabsolventen vom öffentlichen Sektor absorbiert wird (GRILICHES 1996). Da der primäre Wachstumsbeitrag des öffentlichen Sektors zum Wirtschaftswachstum empirisch häufig negativ ist, entgehen die möglichen positiven externen Effekte, die von den besser Gebildeten im öffentlichen Sektor ausgehen, per saldo der statistischen Erfassung.

2 Empirische Analyse

Die vorliegende Untersuchung greift auf den aktuellen Länderquerschnitts-Ansatz der zweiten Generation und die in der empirischen Wachstumsforschung verbreitete Online-Bildungsstandsdatenbank von BARRO und LEE (Version 2001) zurück, die auch Angaben zum Stand der Hochschulbildung enthält. Die für den Schätzansatz benötigten VGR-Daten sind den Penn World Tables 5.6 entnommen oder daraus berechnet. Im Unterschied zu den herkömmlichen Schätzungen korrigieren wir unsere VGR-Daten mit Hilfe eines Verfahrens aus der angewandten Konjunkturanalyse um ihre Auslastungsgrade, so dass konzeptuell nicht die Faktormenge, sondern die tatsächliche Leistungsabgabe im Produktionsprozess als Input erfasst wird. Die darüber hinaus verwendeten Kontrollvariablen sowie die Daten zur Klassifizierung verschiedener Ländergruppen stammen aus unterschiedlichen Quellen, auf die an gegebener Stelle hingewiesen wird. Auf dieser Basis lässt sich ein Länderquerschnittspanel über 82 Länder mit 7 Beobachtungszeitpunkten in Fünfjahresabständen von 1960 bis 1995 zusammenstellen. Für die Wachstumsregressionsschätzungen ergeben sich daraus 6 Fünfjahres-Wachstumsintervalle.

Dem theoretischen Modell zufolge erscheint Humankapital zweimal auf der rechten Seite der Schätzgleichung, und zwar einmal als Wachstumsrate und einmal als Niveaugrösse, wobei die Niveaugrösse für die beste Anpassung des Modells an die Daten durch aus Hochschulbildung resultierendes Humankapital repräsentiert werden sollte. Unsere Datenbasis erlaubt uns hierbei die versuchsweise Evaluation alternativer Messkonzepte für 'Hochschulbildung' (Anteil der Erwerbspersonen mit Hochschulbildung, mit abgeschlossener Hochschulbildung sowie die durchschnittliche Anzahl der Hochschuljahre ohne Berücksichtigung formaler Hochschulabschlüsse) sowie einen Vergleich mit einer Kennziffer zur allgemeinen Schulbildung. Darüber hinaus erlaubt dieser Ansatz eine Überprüfung auf mögliche strukturelle Bedingtheiten des wachstumsförderlichen Potenzials von Hochschulbildung durch sozioökonomische und politische Rahmenbedingungen.

Die Herleitung der Wachstums-Schätzgleichung geht aus von Gleichung (4) des oben skizzierten Modells der zweiten Generation:

$$(4) \quad Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} H_{i,t}^{\gamma}.$$

Unter der üblichen – hier in einem Pre-Test bestätigten – Annahme konstanter Skalenerträge

$$(5) \quad \alpha + \beta + \gamma = 0$$

ergibt sich nach Division durch L und Ableiten nach t die Wachstumsgleichung

$$(6) \quad g_{(Y/L)i,t} = g_{Ai,t} + \alpha g_{(K/L)i,t} + \gamma g_{(H/L)i,t}.$$

Für das Weitere ist nun der Vektor der Bestimmungsfaktoren für die Wachstumsrate der totalen Faktorproduktivität zu bestimmen. Im Einklang mit der üblichen Modellierung greifen wir hierzu auf den Entwicklungsrückstand zum fortgeschrittensten Land f zurück, sodann auf die im Mittelpunkt dieser Untersuchung stehende Hochschulbildung HS , und schliesslich schreiben wir einen Vektor X für alle übrigen Einflussgrössen

$$(7) \quad g_{Ai,t} \equiv g_{TFPi,t} = f [(Y/L)_{f,t-1} - (Y/L)_{i,t-1}, (HS)_{i,t-1}, X_{i,t-1}].$$

Die Funktion f sei mangels detaillierterer Erkenntnisse linear additiv spezifiziert, so dass

$$(8) \quad g_{Ai,t} = a_0 + a_1 (Y/L)_{i,t-1} + a_2 HS_{i,t-1} + a_j X_j,$$

und vom den Elementen des Vektors X betrachten wir im Weiteren explizit die als ebenfalls mit dem technischen Fortschritt zu assoziierende 'finanzielle Entwicklung' (vgl. LEVINE 1997; GRAFF 2000) sowie drei als Interaktionsterme mit der Variablen HS spezifizierte Grössen, welche (a) die Möglichkeit einer beschleunigten aufholenden Entwicklung in Abhängigkeit von der Hochschulbildung zu Beginn der betrachteten Wachstumsperiode wiedergeben (das erwartete Vorzeichen von a_4 ist somit negativ), sowie (b) eine mögliche Verbesserung der Sachkapitalakkumulation und (c) eine positive Interaktion zwischen der Hochschulbildung und der finanziellen Entwicklung. Der Vektor Z steht schliesslich für alle übrigen und hier nicht explizit nicht berücksichtigten Grössen, so dass

$$(9) \quad a_j X_j = a_3 FE_{i,t-1} + a_4 [HS \times Y/L]_{i,t-1} + a_5 [HS \times g_{(K/L)}]_{i,t} + a_6 [HS \times FE]_{i,t-1} + a_k Z_k.$$

Die reduzierte Form und Schätzgleichung (10) erhalten wir durch sukzessives Einsetzen von Gleichungen (9) in (8) und (8) in (6). Zu beachten ist, dass wir aufgrund des Panel Ansatzes individuelle Regressionskonstanten für jedes Land ('fixed effects' β_i) zulassen, wodurch implizit alle länderspezifischen, aber zeitinvarianten Bestimmungsgrössen der Wachstumsrate $g_{(Y/L)i,t}$ berücksichtigt werden, was zur Verminderung möglicher Verzerrungen der Koeffizienten β_1 bis β_8 durch nicht explizit als Regressoren spezifizierte Elemente von Z führt.

$$(10) \quad g_{(Y/L)i,t} = \beta_i + \beta_1 g_{(K/L)i,t} + \beta_2 g_{(H/L)i,t} + \beta_3 (Y/L)_{i,t-1} + \beta_4 HS_{i,t-1} \\ + \beta_5 Z_{1,i,t-1} + \beta_6 Z_{2,i,t-1} + \beta_7 Z_{3,i,t-1} + \beta_8 Z_{4,i,t-1} + \varepsilon.$$

Zur Konfrontation des Modells mit den Daten schätzen wir zunächst das Grundmodell *ohne* die Regressoren des Vektors X , wobei zum Zwecke einer ersten Überprüfung der Angemessenheit des Modells für die Variable HS vier verschiedene empirische Repräsentationen gewählt werden: Der Anteil der Erwerbsbevölkerung mit *abgeschlossener* Hochschulbildung (HS), der Anteil der Erwerbsbevölkerung mit *abgeschlossener oder angefangener* Hochschulbildung (HSG), die durchschnittliche Anzahl an Hochschuljahren in der Erwerbsbevölkerung (HSJ) und die durchschnittliche Anzahl aller Schuljahre in der Erwerbsbevölkerung ($ASJ \equiv H/L$). Darüber hinaus wird überprüft, ob die Korrektur der Produktionsfaktoren um ihre Auslastungsgrade gegenüber der Schätzung mit den unbereinigten Rohdaten zu unplausiblen Auswirkungen führt. Die diesbezüglichen Ergebnisse sind in der Tabelle 1 wiedergegeben.

Tabelle 1: Länderquerschnitts-Regressionen ohne Vektor Z, abhängige Variable: $g_{(Y/L)}$

Modell	Benchmark		alternative Bildungsstandsvariablen		
	ja	nein	ja	ja	ja
Kapazitätsauslastung					
Fixed effects	n = 82*	n = 82*	n = 82*	n = 82*	n = 82*
$g_{(K/L)t}$	0,48 (15,6)* ^a	0,40 (10,6)*	0,48 (15,4)*	0,48 (15,5)*	0,46 (14,7)*
$g_{(H/L)t}$	0,11 (4,13)*	0,07 (1,97)*	0,11 (4,02)*	0,11 (4,04)*	0,09 (3,23)*
$(Y/L)_{t-1}$ ^b	-2,74 (-6,66)*	-3,41 (-6,62)*	-2,52 (-5,75)*	-2,58 (-5,89)*	-2,00 (-4,77)*
HS_{t-1}	0,0017 (2,07)*	0,0020 (2,01)*			
HSG_{t-1}			0,0004 (0,92)		
HSJ_{t-1}				0,016 (1,15)	
ASJ_{t-1}					-0,0017 (-1,13)
R ²	0,62	0,51	0,62	0,62	0,62
N	6 × 82	6 × 82	6 × 82	6 × 82	6 × 82

^a t-Werte in Klammern, einseitige Signifikanztests für Koeffizienten, * $p \leq 0,05$.

^b Koeffizienten $\times 10^{-6}$

HS: Anteil Erwerbsbevölkerung mit *abgeschlossener* Hochschulbildung

HSG: Anteil Erwerbsbevölkerung mit Hochschulbildung (angefangen oder abgeschlossen)

HSJ: Durchschnittliche Anzahl Hochschuljahre in der Erwerbsbevölkerung

ASJ: Durchschnittliche Anzahl aller Schuljahre in der Erwerbsbevölkerung ($\equiv H/L$)

Aus Tabelle 1 ist zunächst ersichtlich, dass in allen wiedergegebenen Spezifizierungen des Grundmodells die aus der erweiterten neoklassischen Produktionsfunktion hergeleiteten Regresso-

ren $g_{(K/L)}$ und $g_{(H/L)}$ signifikant positiv und in plausibler Grössenordnung erscheinen. Auch der erste aus der Wachstumsgleichung für die totale Faktorproduktivität hergeleitete Regressor, die 'Konvergenzvariable' $(Y/L)_{t-1}$, erscheint theoriekonform mit dem richtigen – negativen – Vorzeichen.

Im Falle der Humankapital-Niveauvariablen, die gemäss Herleitung aus der Wachstumsgleichung für die totale Faktorproduktivität einen positiven Koeffizienten β_4 für mit dem technischen Fortschritt zusammenhängende Repräsentationen erwarten lassen, ergibt sich ein erwartungskonformer Befund nur, wenn für *HS* der Anteil der Erwerbspersonen mit *abgeschlossener* Hochschulbildung eingesetzt wird. Die Koeffizienten für den Anteil der Erwerbsbevölkerung mit *abgeschlossener oder angefangener* Hochschulbildung (*HSG*) und die durchschnittliche Anzahl Hochschuljahre (*HSJ*) sind insignifikant, und die Operationalisierung von *HS* mit der Bildungsstandsvariablen 'durchschnittliche Anzahl Schuljahre in der Erwerbsbevölkerung' führt sogar zu einer (insignifikant) negativen Punktschätzung. Damit zeigt sich deutlich, dass sich die Anpassung des Modells an die Daten verbessert, wenn die Variable *HS* exklusiver spezifiziert wird. Unsere Spezifizierung des Wachstumsansatzes mit einem allgemeinen Volumeneffekt und einem simultanen, primär von der Hochschulbildung abhängigen dynamischen Effekt bewährt sich somit auch empirisch.

Auffällig, und vielleicht nicht in gleichem Masse zu erwarten wie die fehlende Relevanz des allgemeinen Bildungsstandes für den dynamischen Wachstumseffekt der Bildung, ist die Insignifikanz der beiden Variablen zur Quantifizierung der Hochschulbildung unter Einschluss der Aufwendungen, die nicht zu einem formalen Abschluss geführt haben. Dies mag auf den ersten Blick an die skeptischen Überlegungen zum Bildungskredenzialismus erinnern; hier haben wir es aber mit einer gesamtwirtschaftlichen Betrachtung zu tun, bei der dann selbst im Extremfall einer reinen Signalfunktion des Hochschulsystems die aggregierte Wirtschaftsleistung durch die Hochschulbildung verbessert würde. Hinzu kommt, dass auch die in der allgemeinen – nichtakademischen – Diskussion um das Hochschulwesen verbreitete Ansicht,⁷ auf den Abschluss an sich komme es letztlich gar nicht an, da viele Studienabbrecher erfolgreichere Berufskarrieren vorweisen können als ihre ehemaligen Kommilitonen, auf gesamtwirtschaftlicher Ebene offensichtlich nicht stichhaltig ist. Der im Beruf besonders erfolgreiche – oder zumindest nicht schlechter als ein Diplomierter dastehende – Studienabbrecher ist somit nach dem Befund in Tabelle 1 ein anscheinend wegen selektiver Wahrnehmung unzutreffenderweise verallgemeinertes Phänomen, und die Hochschulbildung entfaltet in der Regel nur dann ihr wachstumsförderliches Potenzial, wenn sie nicht vorzeitig abgebrochen, sondern konsequent bis zum Anschluss weiterverfolgt wird.

Da Hochschulabschlüsse von Fach zu Fach und Land zu Land sehr verschiedene Anforderungen stellen, wäre die Aussagekraft dieses Befunds im Detail weiter zu untersuchen. Dies kann in dieser, an Regelmässigkeiten des Länderquerschnitts orientierten Analyse nicht geleistet werden; so dass hier der Anteil der Erwerbspersonen mit abgeschlossener Hochschulbildung weiterverwendet wird, also diejenige Operationalisierung für *HS*, die sich im Vorangegangenen am besten bewährt hat.

Ein Vergleich der ersten beiden Spalten in Tabelle 1 zeigt schliesslich noch, dass die Korrektur um den Auslastungsgrad der Produktionsfaktoren die Übereinstimmung von Modell und Daten deutlich verbessert, ohne dabei die geschätzten Koeffizienten in qualitativer Weise zu verän-

⁷ Vgl. z.B. die "Spiegel"-Reportage (28/200): "Hochschulen. Aus Verlierern werden Sieger – Es gibt auch Karrieren ohne Examen" oder den "Wirtschaftswoche"-Beitrag vom 4.7.2002: "Studienabbruch: Alma Kater. Ein Studienabbruch muss kein Manko sein – vorausgesetzt man hat dafür gute Gründe".

dem, so dass im Weiteren zunächst nur auf die kapazitätsbereinigten VGR-Daten zurückgegriffen wird.

Tabelle 2: Länderquerschnitts-Regressionen mit Vektor X, abhängige Variable: $g_{(Y/L)}$

Modell	<i>FE</i> hinzu		Interaktionseffekte mit <i>HS</i> hinzu		
	ja	ja	ja	ja	ja
Fixed effects	n = 82*	n = 82*	n = 82*	n = 82*	n = 82*
$g_{(K/L)t}$	0,50 (16,2)* ^a	0,46 (12,6)*	0,49 (15,7)*	0,49 (15,6)*	0,45 (11,9)*
$g_{(H/L)t}$	0,11 (4,26)*	0,11 (4,20)*	0,11 (4,08)*	0,11 (4,15)*	0,11 (4,00)*
$(Y/L)_{t-1}$ ^b	-3,51 (-7,56)*	-3,64 (-7,67)*	-3,82 (-7,87)*	-3,48 (-7,47)*	-4,00 (-8,14)*
<i>HS</i> _{t-1}	0,0019 (2,33)*	0,0020 (2,46)*	-0,0011 (-0,68)	0,0009 (0,89)	-0,0013 (-0,83)
<i>FE</i> _{t-1}	0,013 (3,42)*	0,014 (3,54)*	0,013 (3,47)*	0,010 (2,50)*	0,013 (3,55)*
<i>HS</i> _t × $g_{(K/L)t}$		0,023 (1,79)*			0,027 (2,07)*
<i>HS</i> _{t-1} × $(Y/L)_{t-1}$ ^b			0,13 (2,10)*		0,15 (2,34)*
<i>HS</i> _{t-1} × <i>FE</i> _{t-1}				0,0007 (1,37)	
R ²	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64
N	6 × 82	6 × 82	6 × 82	6 × 82	6 × 82

^a t-Werte in Klammern, einseitige Signifikanztests für Koeffizienten, * $p \leq 0,05$.

^b Koeffizienten × 10⁻⁶

Die Befunde der Schätzungen des um verschiedene Regressoren des Kontrollvektors X erweiterten Grundmodells sind in der Tabelle 2 wiedergegeben. Dabei zeigt sich zunächst, dass die Hinzunahme einer Proxivariablen für die finanzielle Entwicklung FE für diese erwartungskonform zu einem signifikant positiven Koeffizienten führt, ohne die übrigen Regressionskoeffizienten in nennenswerter Weise zu modifizieren. Das gleiche gilt, wenn darüber hinaus noch der erste der drei Interaktionsterme des Vektors Z , Humankapitalbestand \times Sachkapitalakkumulation, in den Schätzansatz aufgenommen wird.

Im Weiteren zeigt sich aber, dass nach FE unter den hier spezifizierten Elementen von Z nur die Interaktion Humankapitalbestand \times Sachkapitalakkumulation in die Schätzung aufgenommen werden kann ohne den Koeffizienten von HS qualitativ zu verändern; alle anderen zusätzlichen Interaktionen oder Kombinationen von ihnen führen für β_4 zu statistisch nicht von Null verschiedenen Koeffizienten und dabei teilweise sogar negativen Punktschätzern.

Eine rein statistische Bewertung könnte hier mit Recht auf Multikollinearität innerhalb der durch die sachliche Vorauswahl sowie die multiplikative Verknüpfung hochkorrelierenden Regressoren des Vektors X verweisen. Dennoch bleibt festzuhalten, dass der Interaktionsterm Humankapitalbestand \times Entwicklungsstand signifikant *positiv* (und nicht wie im Sinne bedingter Wachstumskonvergenz zu erwarten *negativ*) in den erweiterten Schätzansatz eingeht und genau in diesen Fällen ein negativer Punktschätzer für HS resultiert. Dieses schwer zu interpretierende Ergebnis sollte vielleicht zu erhöhter Vorsicht bei Diskussion der Determinanten des aufholenden Wirtschaftswachstums führen; auf jeden Fall weist es aber darauf hin, dass die Wechselwirkungen der Bestimmungsfaktoren des allgemeinen Produktivitätsfortschritts komplex und bislang nur in ersten Ansätzen verstanden sind, so dass hier sicher noch erheblicher Forschungsbedarf besteht.

Da der vorliegende Schätzansatz hier in bezug auf den Vektor X an seine Grenze stösst, modifizieren wir zum Schluss unser Grundmodell in anderer Weise. Wir fragen daher im Weiteren nicht wie bisher, in welcher Weise die Berücksichtigung zusätzlicher Wachstumsdeterminanten den Koeffizienten von HS modifiziert, sondern ob und wie sich der Koeffizient im selben Schätzansatz zwischen exemplarisch nach sozioökonomischen und politischen Kriterien von einander abgegrenzten Ländergruppen unterscheidet.

Die Kriterien für diese Strukturanalysen sind in der Tabelle 3 wiedergegeben. Kontinuierliche Unterscheidungsmerkmale wurden dabei per Median-Teilung in dichotome Kriterien transformiert, so dass wir für alle in Betracht gezogenen Merkmale im Weiteren genau eine Gruppe mit hoher und eine mit tiefer Merkmalsausprägung unterscheiden. Die resultierende Aufteilung der Länder auf die verschiedenen Gruppen zeigt Tabelle 4, welche die jeweiligen 0/1-Dummyvariablen D wiedergibt, wobei

$$\begin{aligned} D &= 0, \text{ wenn die Klassifizierung 'tief' und} \\ D &= 1, \text{ wenn die Klassifizierung 'hoch' ist.} \end{aligned}$$

Zur Analyse auf strukturelle Unterschiede zwischen den jeweiligen Ländergruppen schätzen wir die Regression (11)

$$(11) \quad g_{(Y/L),i,t} = \beta_i + \beta_1 g_{(K/L),i,t} + \beta_2 g_{(H/L),i,t} + \beta_3 (Y/L)_{i,t-1} + \beta_4 HS_{i,t-1} + \beta_5 D \times HS_{i,t-1} + \varepsilon,$$

mit einem gegenüber dem Grundmodell zusätzlichen multiplikativen Regressor $D \times HS_{i,t-1}$,⁸ wobei der Koeffizient β_5 anhand seines Punktschätzers Auskunft über die Abweichung des *HS*-Effekts in der Gruppe $D = 1$ von dem in der Gruppe $D = 0$ gibt und der t-Wert die Signifikanz des Unterschieds anzeigt.

Für eine informelle Sensitivitätsüberprüfung schätzen wir dabei die Gleichung (11) jeweils mit kapazitätskorrigierten und unbereinigten VGR-Daten.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Signifikante Unterschiede zwischen den nach den verschiedenen Kriterien abgegrenzten Untergruppen ergeben sich bei Betrachtung des bereits erreichten Niveaus der Hochschulbildung, der am Gini-Koeffizienten gemessenen sozioökonomischen Ungleichheit und der an der synthetischen Variablen RLAW gemessenen institutionellen Qualität.

Die Hochschulbildung hat danach besonders ausgeprägte positive dynamische Wachstumseffekte in Ländern mit bereits hohem Hochschulbildungsniveau, was für bei dynamischer Betrachtung steigende Erträge der Hochschulbildung sprechen könnte. Sozioökonomische Ungleichheit wirkt sich dagegen nach diesem Befund – wie Überlegungen zur sozialen Kohäsion nahelegen – eher negativ auf den Wachstumsbeitrag der Hochschulbildung aus, und die allgemeine institutionelle Qualität ist auch dem Wachstumsbeitrag der Hochschulbildung förderlich.

Nicht signifikant sind in der vorliegenden Analyse dagegen in bezug auf die Wachstumswirkung der Hochschulbildung die betrachteten Unterschiede der Länder hinsichtlich des allgemeinen Entwicklungsstands, des allgemeinen Bildungsstands, des Grades an Demokratie und Marktorientierung, der finanziellen Entwicklung sowie des Grades an Korporatismus.

Abschliessend sei hier darauf hingewiesen, dass der letzte Analyseschritt betont explorativ angelegt und die Liste der Unterscheidungsmerkmale von Tabelle 3 somit nicht erschöpfend ist und auch keine Aussage über die relative Wichtigkeit der angeführten Merkmale impliziert. Das wesentliche Ergebnis ist aus dieser Sicht daher auch nicht die Signifikanz oder Insignifikanz eines Merkmals, sondern die Feststellung, dass der Zusammenhang

Hochschulbildung \rightarrow Wirtschaftswachstum

offensichtlich in bedeutsamer und – teilweise intuitiv gut nachvollziehbarer Weise – von den sozioökonomischen und politischen Rahmenbedingungen abhängt.

⁸ Anzumerken ist, dass keine Aufnahme von D in die Schätzgleichung erfolgt, da jedes zeitinvariante D bereits zu 100% mit einer Teilmenge der β_i (den 'fixed effects') korreliert ist.

Tabelle 3: Sozioökonomische und politische Klassifikationen der 82 Länder, um 1975

REICH: RGDPW 1975 (PWT5.6), resultierende Klassifikation: 41 tief, 41 hoch

ASJ: Allgemeine Schulbildung (durchschnittliche Anzahl Schuljahre der männlichen Bevölkerung 15 bis 64 Jahre \equiv H/L), resultierende Klassifikation: 41 tief, 41 hoch

HS: % männliche Bevölkerung (15 bis 64 Jahre) mit abgeschlossener Hochschulbildung, resultierende Klassifikation: 41 tief, 41 hoch

GINI: Gini-Koeffizient (DEINIGER/SQUIRE 1996), resultierende Klassifikation: 39 tief, 43 hoch

RLAW: 'Rule of law index' (EASTERLY/LEVINE 1997), resultierende Klassifikation: 39 tief, 43 hoch

DEMO: GASTILS Demokratieindex (EASTERLY/LEVINE 1997), resultierende Klassifikation: 44 tief, 38 hoch

MOE: Marktorientierung (VANHANEN 1997), resultierende Klassifikation: 42 tief, 40 hoch

FE: Finanzielle Entwicklung (GRAFF 2000), resultierende Klassifikation: 41 tief, 41 hoch

Hauptkomponente, zwei Indikatoren, n = 93, erklärte Varianz: 72,2%

Indikator	Ladung
Bankendichte	0,59
Anteil des Finanzsektors am BIP	0,59

KORP: Korporatismus (GRAFF 2002), resultierende Klassifikation: 41 tief, 41 hoch

Erste Hauptkomponente, drei Indikatoren, n = 93, erklärte Varianz: 42,7%

Indikator	Ladung
Dummyvariable für 'mixed economic system' (BARRO/WOLF 1989)	0,71
Konzentrationsgrad im privaten Sektor (VANHANEN 1997)	0,40
Durchschnittliche jährliche Inflationsrate, 1960–89 (LEVINE/RENELT 1992)	0,79

Tabelle 4: Länderstichprobe mit sozioökonomischen und politischen Klassifikationen, n = 82

Land	REICH	ASJ	HS	GINI	RLAW	DEMO	MOE	FE	KORP
Ägypten	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Algerien	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Argentinien	1	1	1	1	0	0	0	1	1
Australien	1	1	1	0	1	1	0	1	0
Bangladesch	0	0	0	0	0	1	0	0	1
Belgien	1	1	1	0	1	1	0	1	0
Benin	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Birma	0	0	0	0	1	0	0	0	0
Bolivien	0	1	1	1	0	0	0	0	1
Botswana	0	0	0	1	0	1	0	0	0
Brasilien	1	0	1	1	1	0	0	1	1
Chile	1	1	1	1	1	1	0	1	1
Costa Rica	1	1	1	1	1	1	0	1	0
Dänemark	1	1	1	0	1	1	0	1	1
Deutschland	1	1	1	0	1	1	0	1	0
Dominik. Rep.	0	0	0	1	1	1	0	0	0
Ecuador	1	1	0	1	1	0	0	0	0
El Salvador	0	0	1	1	0	1	0	0	0
Finnland	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Frankreich	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Ghana	0	1	0	0	0	0	1	0	0
Griechenland	1	1	1	0	1	0	1	1	1
Guatemala	0	0	0	1	0	1	1	0	0
Haiti	0	0	0	1	0	0	1	0	0
Honduras	0	0	0	1	0	0	1	1	0
Hong Kong	1	1	1	1	1	0	1	1	0
Indien	0	0	0	0	1	1	1	0	1
Indonesien	0	0	0	0	0	1	1	0	1
Iran	1	0	0	1	0	0	1	1	0
Irland	1	1	1	0	1	1	1	1	0
Israel	1	1	1	0	0	1	1	1	1
Italien	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Jamaika	0	0	0	1	0	1	1	1	1
Japan	1	1	1	0	1	1	1	1	0
Jordanien	1	1	0	0	0	0	1	1	0
Kamerun	0	0	0	1	1	0	0	1	0
Kanada	1	1	1	0	1	1	0	1	0
Kenia	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Kolumbien	1	0	1	1	0	1	0	1	0
Korea	0	1	1	0	1	0	0	0	1
Lesotho	0	0	0	1	0	0	0	0	0

wird fortgesetzt

Tabelle 4: Länderstichprobe (Fortsetzung)

Land	REICH	ASJ	HS	GINI	RLAW	DEMO	MOE	FE	KORP
Liberia	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Malawi	0	0	0	1	0	0	0	0	1
Malaysia	0	1	1	1	1	1	0	0	0
Mali	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Mexiko	1	1	1	1	1	0	0	0	1
Nepal	0	0	0	1	0	0	1	0	0
Neuseeland	1	1	1	0	1	1	1	1	0
Niederlande	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Niger	0	0	0	0	0	0	1	0	0
Norwegen	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Österreich	1	1	0	0	1	1	0	1	1
Pakistan	0	0	1	0	0	1	1	0	1
Panama	1	1	1	1	0	0	1	1	1
Papua Neug.	0	0	0	0	1	1	0	0	0
Paraguay	0	1	1	1	0	0	0	0	1
Peru	1	1	1	1	0	0	1	1	1
Philippinen	0	1	1	1	0	0	1	0	1
Portugal	1	0	0	0	1	0	0	1	1
Ruanda	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sambia	0	0	0	1	1	0	1	0	0
Schweden	1	1	1	0	1	1	0	1	1
Schweiz	1	1	1	0	1	1	0	1	0
Sierra Leone	0	0	0	1	0	0	0	0	1
Singapur	1	1	1	0	1	0	0	1	1
Spanien	1	1	1	0	1	0	0	1	0
Sri Lanka	0	1	0	0	0	1	0	0	1
Südafrika	1	0	1	1	0	0	1	1	1
Syrien	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Tansania	0	0	1	0	1	0	1	0	0
Thailand	0	1	0	1	1	0	1	0	0
Togo	0	0	0	0	0	0	1	0	0
Trin. & Tobago	1	1	0	1	1	1	1	1	1
Tunesien	0	0	0	1	1	0	1	0	1
Türkei	0	0	0	1	1	1	1	1	1
UK	1	1	1	0	1	1	1	1	1
Uruguay	1	1	1	1	1	1	1	1	1
USA	1	1	1	0	1	1	1	1	0
Venezuela	1	0	1	1	1	1	1	1	1
Z.A.R.	0	0	0	1	0	0	0	0	1
Zaire	0	0	0	1	0	0	1	0	1
Zimbabwe	0	0	0	1	0	0	1	0	1

Tabelle 5: Länderquerschnitts-Regressionen mit Dummyvariable, abhängige Variable: $g_{(Y/L)}$

Kapazitätsauslastung	ja	nein
Referenzwert	0,0017	0,0020
<i>REICH</i>	0,0002 (0,11)	0,0008 (0,34)
<i>ASJ</i>	0,0040 (1,84)	0,0043 (1,57)
<i>HS</i>	0,0069 (2,88)*	0,0036 (1,21)
<i>GINI</i>	-0,0069 (-4,03)*	-0,0071 (-3,30)*
<i>RLAW</i>	0,0079 (4,33)*	0,0082 (3,60)*
<i>DEMO</i>	0,0028 (1,84)	0,0027 (1,45)
<i>MOE</i>	0,0006 (0,91)	0,0005 (0,69)
<i>FE</i>	0,0024 (1,30)	0,0021 (0,93)
<i>KORP</i>	0,0013 (1,03)	0,0007 (0,46)

^a t-Werte in Klammern, zweiseitige Signifikanztests für Koeffizienten, * $p \leq 0.05$.

3 Folgerungen

Mit den hier zugrunde gelegten Analysemethoden erweisen sich die derzeit verfügbaren Länderquerschnittsdaten vereinbar mit der Hypothese, dass Hochschulbildung der wirtschaftlichen Entwicklung i.A. förderlich ist.

Dieser Gesamtzusammenhang verbirgt allerdings aufschlussreiche Strukturbrüche in Bezug auf verschiedene sozioökonomische, politische und institutionelle Dimensionen. So ist z.B. ein hohes Mass an ökonomischer Ungleichheit den Wachstumswirkungen der Hochschulbildung tendenziell abträglich. Andererseits konnten auf Basis dieses Ansatzes keine Hinweise auf die empirische Relevanz anderer in der wachstumstheoretischen, bildungsökonomischen oder hochschulpolitischen Diskussion verbreiteten Vorstellungen gefunden werden, so etwa in Bezug auf die Komplementarität eines hochentwickelten Finanzsystems oder des Grades an 'Demokratie' mit Hochschulbildung.

Im Detail sind dabei folgende Präzisierungen möglich:

- (1) Gesamtwirtschaftlich zeigen sich keine Hinweise auf abnehmende Erträge; die Vorstellung der Neuen Wachstumstheorie, Bildung könne gesamtwirtschaftlich sogar *steigende Erträge* implizieren (LUCAS 1988), kann hier nicht zurückgewiesen werden.
- (2) Signifikante Wachstumsbeiträge sind im vorliegenden Analyserahmen nur für *abgeschlossene* Hochschulbildung nachweisbar.
- (3) Institutionelle Qualität ist dem wachstumsförderlichen Potenzial von Hochschulbildung förderlich.
- (4) Sozioökonomische Ungleichheit ist dem wachstumsförderlichen Potenzial von Hochschulbildung abträglich.
- (5) Es zeigen sich bezüglich des wachstumsförderlichen Potenzials von Hochschulbildung keine Unterschiede zwischen den reicheren und den ärmeren Ländern.
- (6) Die institutionellen Charakteristika 'Demokratie', 'Marktorientierung' und 'Korporatismus', die in anderen Zusammenhängen nachweislich von Bedeutung sind, haben hier keinen signifikanten Einfluss auf den Zusammenhang Hochschulbildung → Wirtschaftswachstum.

4 Anhang: Daten und Quellen

- Y/L* reales, kaufkraftparitätenkorrigiertes Einkommen je Erwerbsperson (*RGDPW*, Quelle: PWT Mark 5.6, revised December 1997).
- K/L* Kapitalintensität, ermittelt mittels 'perpetual inventory'-Methode für Entwicklungsländer nach HARBERGER (1978) mit Ergänzungen von NEHRU/DHARESHWAR (1993), lineare jährliche Abschreibungsrate 10%, Bruttoinvestitionen *I* berechnet aus Penn World Tables 5.6.
- H/L* durchschnittliche Anzahl Schuljahre der Erwerbspersonen, letztere approximiert durch männliche Bevölkerung im Erwerbsalter 15 bis 64 Jahre (Quelle: BARRO/LEE 2001 Datenbank).
- HS* Anteil der Erwerbspersonen (s.o.) mit *abgeschlossener* Hochschulbildung (Quelle: BARRO/LEE 2001 Datenbank). Alternativspezifikationen: *HSG*: Anteil der Erwerbspersonen mit Hochschulbildung (ohne Kriterium Abschluss), *HSJ*: durchschnittliche Anzahl Hochschuljahre in der Erwerbsbevölkerung.
- FE* Indikator der 'finanziellen Entwicklung': Kovarianz aus zwei Indikatoren (Bankstellen je Einwohner, Anteil des Finanzsektors am BIP), vgl. GRAFF (2000).
- X* 'WWW-Growth-Web', BARRO/WOLF (1989), LEVINE/RENELT (1992), EASTERLY/LEVINE (1997), SACHS/WARNER (1997), VANHANEN (1997).

Der Auslastungsgrad von *K* wird bestimmt mittels Hifsregression von $v \equiv K/Y$ auf die Zeit *t*

$$\ln v_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + \varepsilon_t$$

und Ermittlung der Entfernung von *v* zu seinem aus der obigen Regression geschätzten Trendwert zu jedem Zeitpunkt *t* für jedes Land *i*. Die Auslastungsgrade von *L* und *H* werden quantifiziert mit Hilfe der Annahme, dass die Auslastung von *L* halb so stark schwankt wie die von *K*, und die von *H* halb so stark wie die von *L*.

5 Literaturverzeichnis

- Barro, R. und H. C. Wolf, Data Appendix for Economic Growth in a Cross Section of Countries, *mimeo*, Harvard University, 1989.
- Bartel, A. P. und Lichtenberg, F. R., The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69 (1987), S. 1–11.
- Becker, G. S., Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 70 (1962), Supplement, S. 9–49.
- Benhabib, J. und Spiegel, M., The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34 (1994), S. 143–173.
- Bhagwati, J. N. und Srinivasan, T. N., Education in a 'Job-Ladder' Model and the Fairness-in-Hiring Rule, in: *Journal of Public Economics*, Vol. 7 (1977), S. 1–22.
- Bils, Mark und Kleenow, Peter J., Does Schooling Cause Growth? In: *American Economic Review*, Vol. 90 (2000), S. 1060–1083.
- Blaug, M., The Economics of Education in Developing Countries, in: *Third World Quarterly* (1979), S. 73–83.
- Blaug, M., *The Economics of Education and the Education of an Economist*, Aldershot 1987.
- Blomqvist, Å. G., International Migration of Educated Manpower and Social Rates of Return to Education in LDCS, in: *International Economic Review*, Vol. 27 (1986), S. 165–74.
- Brist, L. E. und Caplan, A. J., More Evidence on the Role of Secondary Education in the Development of Lower-Income Countries. Wishful Thinking or Useful Knowledge? In: *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 48 (1999), S. 155–175.
- Bowman, M. J., The Human Investment Revolution in Economic Thought, in: *Sociology of Education*, Vol. 39 (1966), S. 111–138.
- Deiniger, K. und Squire, L., Measuring Inequality: A New Database, in: *World Bank Economic Review*, Vol. 10 (1996), S. 565–91.
- Easterly, W. und Levine, R., Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Division, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (1997), S. 1203–1250. (1997)
- Funkhouser, E., Changes in the Returns to Education in Costa Rica, in: *Journal of Development Economics*, Vol. 57 (1998), S. 289–317.
- Graff, M., *Bildung und technischer Fortschritt als Determinanten wirtschaftlicher Entwicklung*, Heidelberg 1995.
- Graff, M., Educational Imbalance, Socio-Economic Inequality, Political Freedom, and Economic Development, in: *Journal of Economic Development*, Vol. 24 (1999), No. 2.
- Graff, M., *Finanzielle Entwicklung und reales Wirtschaftswachstum*, Mohr Siebeck, Tübingen 2000.
- Graff, M., Socio-Economic Factors and the Finance-Growth Nexus, KOF Working Paper No. 53, ETH Zurich, January 2002 [www.kof.ethz.ch/pdf/arbeitspapier53.pdf].
- Griliches, Zvi (1996), Education, Human Capital, and Growth: A Personal Perspective, NBER Working Paper 5426, Cambridge.
- Jungnickel, R., New Technologies and the International Competitiveness of Developing Countries, in: Borrmann, A. und Wolff, H.-U. (Hg.), *Industrialization in Developing Countries*, Hamburg 1991, S. 131–160.

- King, K., Science, Technology and Education in the Development of Indigenous Technological Capability, in: Fransman, M. und King, K. (Hg.), *Technological Capability in the Third World*, Houndmills 1984, S. 31–63.
- Lau, L. J. et. al., Education and Economic Growth. Some Cross-Sectional Evidence from Brazil, in: *Journal of Development Economics*, Vol. 41 (1993), S. 45–70.
- Levine, R. und Renelt, D., A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, in: *American Economic Review*, Vol. 82 (1992), S. 942–963.
- Levine, R., Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. 35 (1997), S. 688–726.
- Lewis, W. A., Economic Development with Unlimited Supplies of Labour, in: *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 22 (1954), S. 139–191.
- Lucas, R. E., On the Mechanics of Economic Development, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22 (1988), S. 3–42.
- Mankiw, N. G., Romer, D. und Weil, D. N., A Contribution to the Empirics of Economic Growth, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107 (1992), S. 407–437.
- Mansfield, E., Determinants of the Speed of Application of New Technology, in: Williams, B. R. (Hg.), *Science and Technology in Economic Growth*, London 1973, S. 199–216.
- Sachs, J. D. und Warner, A. M., Fundamental Sources of Long-Run Growth, in: *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 87 (1997), S. 184–188.
- Sala-i-Martin, X., Cross-Sectional Regressions and the Empirics of Economic Growth, in: *European Economic Review*, Vol. 38 (1994), S. 739–747.
- Schultz, T. W., Education and Economic Growth, in: Henry, N. B. (Hg.), *Social Forces Influencing American Education*, Chicago 1961, S. 46–88.
- Schultz, T. W., On Investing in Specialized Human Capital to Attain Increasing Returns, in: Ranis, G. und Schultz, T. P. (Hg.), *The State of Development Economics*, Oxford 1988, S. 339–352.
- Spence, M., Job Market Signaling, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87 (1973), S. 355–374.
- Streeten, P., *The Frontiers of Development Studies*, London 1972.
- Temple, J., *The New Growth Evidence*, Mimeo, Oxford University, 31. März 1998.
- Timmermann, V. und Graff, M., Bildung und wirtschaftliches Wachstum in Entwicklungsländern, in: Schäfer, H.-B. (Hg.), *Bevölkerungsdynamik und Grundbedürfnisse in Entwicklungsländern*, Berlin 1995, S. 339–367.
- Vanhanen, T. (1997), *'Prospects of Democracy. A Study of 172 Countries'*, Routledge, London 1997.
- Wolff, E. N. und Gittleman, M., The Role of Education in Productivity Convergence: Does Higher Education Matter? In: Szirmai, A., Ark, B. van und Pilat, D. (Hg.), *Explaining Economic Growth*, Amsterdam 1993, S. 147–165.