

Gundlach, Erich; Hemmer, Hans-Rimbert

**Book Part — Accepted Manuscript (Postprint)**

## Soziale Ertragsraten und Verteilungseffekte des Humankapitals: internationale Evidenz

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Gundlach, Erich; Hemmer, Hans-Rimbert (2003) : Soziale Ertragsraten und Verteilungseffekte des Humankapitals: internationale Evidenz, In: Chakraborty, Rabindra Nath Ahrens, Heinz (Ed.): Neuere Ansätze der theoretischen und empirischen Entwicklungsforschung, ISBN 3-428-11222-9, Duncker & Humblot, Berlin, pp. 229-248

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/3223>

**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.*

**Soziale Ertragsraten und Verteilungseffekte des  
Humankapitals:  
Internationale Evidenz**

von Erich Gundlach, Institut für Weltwirtschaft, Kiel

**I. Einleitung und Zusammenfassung**

Humankapital gilt gemeinhin als eine wesentliche Determinante von Wachstum und Entwicklung. Der empirischen Forschung fällt es derzeit allerdings nicht leicht, die quantitative Relevanz des Humankapitals für den gesamtwirtschaftlichen Entwicklungsprozess zu bestimmen. Neuere Studien bieten ein weites Spektrum von empirischen Ergebnissen. Bils und Klenow (2000) deuten ihre Befunde als Beleg für eine fehlende Kausalitätsbeziehung zwischen schulischer Ausbildung und Wirtschaftswachstum. Klenow und Rodriguez-Clare (1997) sowie Hall und Jones (1999) weisen dem Produktionsfaktor Humankapital für die Erklärung internationaler Produktivitätsunterschiede eine allenfalls marginale direkte Rolle zu, was von Gundlach et al. (in Vorbereitung) auf Basis verbesserter Humankapital-Daten bestritten wird. Weitgehend unbeachtet geblieben ist in der aktuellen empirischen Forschung die Frage, welche zusätzlichen indirekten Produktivitätseffekte von einem höheren Humankapitalbestand ausgelöst werden könnten.

Indirekte Produktivitätseffekte des Humankapitals könnten beispielsweise dann auftreten, wenn über eine bessere Ausbildung der Arbeitskräfte eine gleichmäßigere Einkommensverteilung erreicht werden kann, die wiederum positiv auf das Produktivitätswachstum wirken könnte (Persson und Tabellini 1994). Wenn diese Wirkungskette besteht, dann müsste der Anteil der Armen an der Gesamtbevölkerung in Ländern mit einem hohen Humankapitalbestand niedriger sein als in Ländern mit einem geringen Humankapitalbestand. Eine

andere Möglichkeit für indirekte Produktivitätseffekte ist, dass ein zunehmender Humankapitalbestand mit positiven externen Effekten einhergeht, so wie das in einigen Modellen der endogenen Wachstumstheorie angenommen wird (z. B. Lucas 1988). Wenn solche externen Effekte vorliegen, dann könnte die soziale (gesamtwirtschaftliche) Ertragsrate des Humankapitals sogar höher sein als die private.

Sowohl der Verteilungsaspekt als auch die potentiellen externen Effekte implizieren, dass ein öffentliches Bildungsangebot gegebenenfalls helfen könnte, die vermuteten indirekten gesamtwirtschaftlichen Produktivitätseffekte des Humankapitals zu realisieren. In diesem Zusammenhang ist es vermutlich kein Zufall, dass zumindest die schulische Ausbildung in den meisten Ländern der Welt ganz überwiegend eine staatliche Veranstaltung ist. Ein wenig überraschend ist zumindest für mich, dass die beiden vermuteten indirekten Produktivitätseffekte des Humankapitals in der empirischen makroökonomischen Forschung bislang so wenig Aufmerksamkeit gefunden haben, denn die Verteilungseffekte und die externen Effekte des Humankapitals könnten wichtige Faktoren für Aufholprozesse sein, innerhalb von Ländern sowie zwischen Ländern.

Zwei aktuelle empirische Studien können als Anknüpfungspunkte dafür dienen, wie man den vermuteten externen Effekten und den vermuteten Verteilungswirkungen des Humankapitals auf die Spur kommen kann. Heckman und Klenow (1997) zeigen, wie sich die Mincersche Ertragsratenfunktion auf die Makroebene übertragen lässt. Mit diesem Ansatz schätzen sie für einen Querschnitt von Ländern eine durchschnittliche soziale Ertragsrate des Humankapitals, die wiederum mit der aus zahlreichen mikroökonomischen Studien bekannten privaten Ertragsrate des Humankapitals verglichen werden kann. Dollar und Kraay (2001) zeigen, wie man, ebenfalls für einen Querschnitt von Ländern, den Einfluss von verschiedenen makroökonomischen Variablen wie beispielsweise der

Inflationsrate oder eben auch der Bildungsinvestitionen auf die Einkommensverteilung empirisch bestimmen kann.

Mit meinen eigenen internationalen Querschnittsdaten kann ich zunächst die zentralen Ergebnisse der beiden genannten Studien reproduzieren. Mit alternativen Variablen, insbesondere für den Humankapitalbestand, und mit alternativen Spezifikationen komme ich aber teilweise zu fundamental anderen Ergebnissen. Anders als in Dollar und Kraay (2001) besagen meine empirischen Ergebnisse beispielsweise, dass ein höherer Humankapitalbestand sehr wohl die Einkommensverteilung zugunsten der Armen beeinflusst, was für sich genommen für eine Zunahme der staatlichen Bildungsinvestitionen spricht. Für eine Zunahme der staatlichen Bildungsinvestitionen spricht auch mein vorläufiger empirischer Befund zu den sozialen Ertragsraten. Anders als in Heckman und Klenow (1997) deuten meine empirischen Ergebnisse tendenziell darauf hin, dass die soziale Ertragsrate des Humankapitals im internationalen Durchschnitt deutlich über der privaten Ertragsrate des Humankapitals liegt.

Die Robustheit meiner empirischen Ergebnisse gegenüber alternativen Stichproben, Spezifikationen und Schätzverfahren bedarf sicherlich der weitergehenden Analyse. Meine Befunde bieten aber zumindest erste Hinweise auf die substantiellen indirekten Produktivitätseffekte, die ein höherer Humankapitalbestand auslösen könnte. Damit stellt sich die Frage, wie denn die Wirtschafts- und Bildungspolitik gegebenenfalls für die wünschenswerte zusätzliche Akkumulation von Humankapital sorgen könnte. Dabei ist zu berücksichtigen, dass auch eine substantielle Zunahme der staatlichen Bildungsausgaben nicht notwendigerweise zu einem höheren gesamtwirtschaftlichen Humankapitalbestand führen wird.

In vielen Ländern ist es offenkundig in den letzten 25 Jahren nicht einmal mit doppeltem und dreifachen Ressourceneinsatz je Schüler gelungen, den durchschnittlichen Leistungsstand zu steigern (Gundlach et al. 2001b; Gundlach und Wößmann 2001). Um den Humankapitalbestand einer Volkswirtschaft zu

erhöhen, scheint es mehr auf die Qualität der schulischen Ausbildung anzukommen, die, wie TIMMS und PISA gezeigt haben, nicht in erster Linie von der Höhe der jeweiligen Bildungsausgaben abhängt. Die großen internationalen Unterschiede im Leistungsstand der Schüler scheinen vielmehr von den institutionellen Unterschieden zwischen den Schulsystemen verschiedener Länder abzuhängen (Wößmann 2001). Eine effektive Bildungspolitik wird deshalb ohne institutionelle Reformen des Bildungssystems nicht auskommen können. Meine empirischen Befunde zur sozialen Ertragsrate und den Verteilungseffekten des Humankapitals deutet darauf hin, dass sich eine solche Reform für die meisten Länder lohnen dürfte.

## **II. Die Verteilungswirkungen des Humankapitals**

In einer vielbeachteten empirischen Studie haben Dollar und Kraay (2001) einen engen statistischen Zusammenhang zwischen dem durchschnittlichen Wirtschaftswachstum und dem Einkommenswachstum des ärmsten Teils der Bevölkerung ermittelt. Nach ihren Ergebnissen geht im internationalen Vergleich ein um 10 Prozent höheres Durchschnittseinkommen der Gesamtbevölkerung mit einem um 10 Prozent höheren Durchschnittseinkommen der Armen einher. Gleichzeitig stellen sie fest, dass vermeintlich armutsbekämpfende Maßnahmen, wie etwa höhere öffentliche Ausgaben für Gesundheit und Bildung, offenbar keinen eigenen Einfluss auf die Einkommen der Armen haben, der über ihre allgemeinen Wachstumswirkungen hinausgehen würde. Danach sollten Strategien zur Armutsbekämpfung vornehmlich auf ein höheres Wirtschaftswachstum setzen, nicht aber beispielsweise auf Bildungsinvestitionen.

In den folgenden Abschnitten teste ich die Robustheit der empirischen Ergebnisse von Dollar und Kraay (2001), insbesondere hinsichtlich ihrer

Humankapital-Variable.<sup>1</sup> Meine Humankapital-Variable enthält alle drei Ebenen des Ausbildungssystems (primary, secondary, tertiary) und berücksichtigt zudem internationale Unterschiede in der Qualität der schulischen Ausbildung. Im Gegensatz zu Dollar und Kraay (2001) besagen meine empirischen Ergebnisse, dass ein höherer Humankapitalbestand im internationalen Vergleich mit einem höheren Einkommen der Armen einhergeht, wobei dieser Effekt zusätzlich zu dem allgemeinen Wachstumseffekt eines höheren Humankapitalsbestands auftritt. Bildungsinvestitionen sollten demnach sehr wohl Bestandteil einer langfristigen Strategie zur Armutsbekämpfung sein.

## **II.1 Theoretische Überlegungen zum Zusammenhang zwischen Humankapital und Einkommensverteilung**

Ob zusätzliche Bildungsinvestitionen grundsätzlich zu einer gleichmäßigeren Einkommensverteilung führen, ist aus theoretischer Sicht nicht eindeutig zu sagen. Traditionelle Humankapital-Modelle beinhalten beispielsweise zwei gegensätzliche Einsichten zum Zusammenhang zwischen Ausbildungsstand und Einkommensverteilung. Zum einen kann man innerhalb dieser Modellwelt argumentieren, dass eine Zunahme des durchschnittlichen Ausbildungsstands das Arbeitseinkommen der qualifizierten Arbeitskräfte relativ zum Arbeitseinkommen der unqualifizierten Arbeitskräfte erhöhen, also die Einkommensverteilung zunächst ungleicher machen wird. Zum anderen sollte ein im Durchschnitt zunehmendes Angebot an qualifizierter Arbeit langfristig gesehen bestehende Einkommensunterschiede verringern. Knight und Sabot (1983) sprechen in diesem Zusammenhang von einem Kompositions- und einem Kompressionseffekt der Bildungsinvestitionen. Welcher Effekt dominiert, lässt sich nicht eindeutig vorhersagen. Entscheidend

---

<sup>1</sup> Meine Ausführungen fassen die wesentlichen Ergebnisse in Gundlach et al. (2001a) zusammen.

sind dafür das Entwicklungsniveau eines Landes, die relative Größe der verschiedenen Qualifikationsgruppen, der Grad ihrer Substitutionalität sowie weitere soziale, politische und ökonomische Faktoren, die letztlich die Lohnstruktur nach Qualifikationsgruppen und die Nachfrage nach Arbeit bestimmen.

Modelle der endogenen Wachstumstheorie, die die schulische Ausbildung als wesentliche Determinante des Humankapitals sehen, bieten ebenfalls keine eindeutige Vorhersage für den Zusammenhang zwischen der Größe des Bildungssektors und der Einkommensverteilung. Im Modell von Tamura (1991) führen beispielsweise zunehmende Bildungsinvestitionen (und die Förderung von Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten) letztlich zu einer Angleichung des durchschnittlichen Bildungsstands der Bevölkerung und damit auch zu einer Angleichung des durchschnittlichen Einkommensniveaus. Ein ähnliches Ergebnis erhalten Glomm and Ravikumar (1992), die mit ihrem Modell zeigen, dass ein öffentliches Bildungssystem mit konstanter Bildungsqualität in einer dynamischen Wirtschaft die Einkommensungleichheit über die Zeit hinweg verringern kann.

In dem endogenen Wachstumsmodell von Lucas (1998) kommt es dagegen bei zunehmender Humanakkumulation nicht zu einer Angleichung der Einkommensunterschiede. In seinem Modell gehen mit der Humankapitalakkumulation externe Effekte einher, die bewirken, dass der durchschnittliche Bestand des Humankapitals die Produktivität aller anderen Produktionsfaktoren beeinflusst. Wenn die Ertragsrate des Humankapitals mit zunehmender Akkumulation nicht fällt, dann kann dieses Modell permanente Einkommensunterschiede in beliebiger Größe erklären.

Bei der gegebenen Vielzahl an theoretischen Möglichkeiten kann es nicht sonderlich überraschen, dass auch die empirische Forschung bislang nicht zu einem eindeutigen Befund für den Zusammenhang zwischen Humankapital und Einkommensverteilung gekommen ist. In älteren empirischen Studien wurde

tendenziell die einkommensnivellierende Wirkung von Bildungsinvestitionen betont, aber Ram (1984) weist beispielsweise nach, dass die dort präsentierte empirische Evidenz insgesamt gesehen kein schlüssiges Urteil zulässt. Eine aktuelle Studie von De Gregorio und Lee (1999), die auf internationalen Paneldaten basiert, findet demgegenüber im Einklang mit der älteren empirischen Literatur, dass ein höherer Bildungsstand und eine gleichmäßigere Verteilung von Bildung sehr wohl zu einer gleichmäßigeren Einkommensverteilung führen. Allerdings steht dieses Ergebnis wiederum im Widerspruch zu dem Befund von Dollar und Kraay (2001).

## **II.2 Einkommensverteilung und Humankapital im internationalen Vergleich**

### *Ausgangsdaten*

International direkt vergleichbare Daten zur Einkommensverteilung wurden erstmals von Deininger und Squire (1996) aufbereitet. Ihr Datensatz enthält Gini-Koeffizienten und kumulative Einkommens-Quintile für einen Zeitraum von 40 Jahren für 111 Länder. Analog zu Dollar und Kraay (2001) definiere ich im folgenden das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen der Armen über das erste Einkommens-Quintil, also über den Anteil des Einkommens der ärmsten 20 Prozent der Bevölkerung am gesamtwirtschaftlichen Einkommen. Dieses Armutsmaß bezieht sich auf das Ausmaß der relativen Armut und erlaubt somit in der Regel keine Aussagen über Veränderungen einer wie auch immer definierten absoluten Armut.

Mein Datensatz enthält zunächst 102 Länder, für die Gini-Koeffizienten von hoher statistischer Qualität ( im Datensatz von Deininger und Squire als „high quality“ ausgewiesen) verfügbar sind. Jedes Land ist mit einer Beobachtung für das Jahr 1990 oder das nächst verfügbare Jahr vertreten. Für 89 der so ausgewählten Länder ist auch das erste Einkommens-Quintil ( $q_1$ ) verfügbar.

Für diese Länder ergibt sich das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen der Armen ( $y_p$ ) als

$$(1) \quad y_p = y_c \cdot q_1 / 0.2 \quad ,$$

wobei das gesamtwirtschaftliche durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen ( $y_c$ ) aus den Penn World Tables (PWT 1994) stammt.

Das durchschnittliche Pro-Kopf-Einkommen der Armen in den verbleibenden 13 Ländern kann mit Hilfe der vorhandenen Gini-Koeffizienten ( $G$ ) näherungsweise bestimmt werden als

$$(2) \quad \ln y_p = -\gamma \cdot G + \ln y_a$$

wobei  $-\gamma = 0.036$  gilt.

Mit diesen Ausgangsdaten für das durchschnittliche Einkommen der Armen in 111 Ländern lässt sich ein fundamentales Ergebnis von Dollar und Kraay (2001) reproduzieren, die eine Stichprobe von 269 gepoolten Querschnitts- und Zeitreihenbeobachtungen benutzen. Die OLS-Schätzgleichung

$$(3) \quad \ln y_p = c + 1.06 \ln y_c \quad \bar{R}^2 = 0.86, \quad n = 111$$

bestätigt, dass das Durchschnittseinkommen und das Einkommen der Armen statistisch hoch korreliert sind. Danach geht eine Zunahme des Durchschnittseinkommens mit einer Zunahme des Einkommens der Armen in gleicher Höhe einher (Standardfehler 0.04). Die Frage ist, ob neben dem Durchschnittseinkommen auch andere Variablen, wie etwa das Humankapital, das Einkommen der Armen direkt beeinflussen.

### *Ein empirisches Humankapital-Konzept*

In der empirischen Literatur werden der Bestand oder die Investitionen in Humankapital häufig mit der durchschnittlichen Anzahl der Schuljahre oder mit schulischen Partizipationsraten approximiert. Eine solche Spezifikation des Humankapitals in makroökonomischen Produktionsfunktionen ist jedoch aus methodischen und empirischen Gründen wenig plausibel (Wößmann 2000). Die empirisch außerordentlich erfolgreiche Mincersche Ertragsraten-Gleichung (siehe auch Abschnitt III) würde beispielsweise nahe legen, dass die Humankapital-Variable, anders als das Einkommen oder beispielsweise das Sachkapital, nicht in logarithmierter Form in der Schätzgleichung auftaucht. Hinzu kommt, dass die Ertragsraten tendenziell mit zunehmender Ausbildung fallen (Psacharopoulos 1994), so dass ein zusätzliches Ausbildungsjahr in Abhängigkeit vom Ausbildungsniveau (und damit auch in Abhängigkeit vom Entwicklungsniveau) ganz unterschiedliche Einkommenseffekte haben sollte. Schließlich ist bei internationalen Vergleichen auch zu bedenken, dass die Qualität eines Ausbildungsjahres nicht in allen Ländern gleich ist. Alle diese Aspekte sollten möglichst ins Bild genommen werden, wenn ein empirisches Maß für den Bestand an Humankapital konstruiert wird.

Hall und Jones (1999) spezifizieren ihre Humankapital-Variable ( $H$ ) beispielsweise so, dass sie mit der Mincerschen Ertragsraten-Gleichung vereinbar ist:

$$(4) \quad H_i = e^{\sum r_j S_{ij}} L_i \quad ,$$

wobei  $r_j$  der weltweite Durchschnitt der schulischen Ertragsrate für die j-te Ausbildungsstufe (primary, secondary, tertiary),  $S_{ij}$  die durchschnittliche Anzahl der Schuljahre je Einwohner (siehe Barro und Lee 1996) und  $L_i$  die Anzahl der Personen im erwerbsfähigen Alter in Land  $i$  (siehe PWT 1994) sind.

Gundlach et al. (in Vorbereitung) ergänzen dieses Humankapitalmaß in verschiedener Hinsicht. Statt der jeweiligen Mincerschen Ertragsraten benutzen sie für die drei Ausbildungstypen Ertragsraten, die auf Basis der sogenannten „elaborate method“ berechnet wurde (siehe Psacharopoulos 1994). Weiterhin berücksichtigen sie die im internationalen Vergleich uneinheitliche Dauer der beiden ersten Ausbildungstypen. Als wesentlicher neuer Aspekt kommt bei ihnen hinzu, dass die international unterschiedliche Qualität der schulischen Ausbildung erfasst wird. Dies geschieht mit Hilfe einer Indexziffer ( $Q$ ), die von Hanushek und Kimko (2000) auf Basis der Vorläufer von TIMMS und PISA geschätzt wurde. Damit ergibt sich der durchschnittliche empirische Humankapitalbestand als

$$(5) \quad H_i / L_i = e^j \sum r_j S_{ij} Q_i .$$

Dieses Konzept versucht, alle derzeit im internationalen Vergleich verfügbaren Informationen zum schulischen Ausbildungsstand in einer konzeptionell plausiblen Weise zu bündeln. Durch die funktionale Form wird anders als bei einer log-linearen Spezifikation wie in vielen anderen empirischen Studien sichergestellt, dass ein zusätzliches Ausbildungsjahr bei einem hohen durchschnittlichen Ausbildungsstand einen kleineren Einkommenseffekt verursacht als bei einem niedrigen Ausbildungsstand. Alternativ zur Gewichtung der Schuljahre mit dem Qualitätsindex könnte man auch länderspezifische Ertragsraten verwenden, was aber aufgrund von vielfältigen Datenproblemen als wenig praktikabel erscheint. Insgesamt gesehen sollte mit Gleichung (5) der durchschnittliche (schulische) Humankapitalbestand einer Volkswirtschaft besser abgebildet werden als beispielsweise mit der durchschnittlichen Anzahl der Schuljahre in primärer Ausbildung, so wie in Dollar und Kraay (2001).

***Der empirische Effekt des Humankapitals auf das Einkommen der Armen***

Um den potentiellen (zusätzlichen) Einfluss des durchschnittlichen Humankapitalbestands und anderer Variablen auf das Einkommen der Armen zu bestimmen, wird Schätzgleichung (1) erweitert zu

$$(6) \quad \ln y_p = c + a_1 \ln y_c + a_2 \ln(H/L) + a_k X_k \quad \text{mit } k = 3, \dots, m \quad ,$$

wobei  $X$  für weitere Einflussfaktoren auf das Einkommen der Armen steht. Wenn man zunächst darauf verzichtet, weitere Einflussfaktoren zu berücksichtigen, erhält man für den Koeffizienten  $a_1$  in etwa das gleiche Ergebnis wie in Gleichung (3), also eine Bestätigung des Befunds eines direkt proportionalen Zusammenhangs zwischen dem Durchschnittseinkommen und dem Einkommen der Armen (Tabelle 1, Spalte 1). Im Gegensatz zum Befund in Dollar und Kraay (2001) erweist sich die hier vorgeschlagene Humankapital-Variable aber als eine statistisch signifikante Einflussgröße für das Einkommen der Armen. Meine Punktschätzung impliziert, dass ein Anstieg dieser Variable um 10 Prozent, unabhängig von dem möglichen indirekten Effekt eines höheren Durchschnittseinkommens, das durchschnittliche Einkommen der Armen zusätzlich um 3.2 Prozent erhöhen würde. Danach sollten Bildungsinvestitionen ein wesentlicher Bestandteil einer jeden Strategie zur Armutsbekämpfung sein.

Um die Robustheit meines Ergebnisses zu überprüfen, können zusätzliche Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden. In den meisten empirischen Wachstumsanalysen hat sich beispielsweise ein Maß für die Sachkapitalakkumulation, in der Regel die Investitionsquote, als eine robuste Variable erwiesen (Levine und Renelt 1992). Die Investitionsquote ( $INV$ ) wird hier gemessen als durchschnittlicher Anteil der realen Investitionen am realen Bruttoinlandsprodukt im Zeitraum 1960-1990 (siehe PWT 1994). Diese Variable weist im vorliegenden Zusammenhang allerdings einen quantitativ

unbedeutenden und statistisch insignifikanten negativen Regressionskoeffizienten auf (Spalte 2). Eine Erklärung dafür ist, dass das Durchschnittseinkommen möglicherweise bereits den Beitrag der Sachkapitalakkumulation für eine Erklärung der internationalen Unterschiede im Einkommen der Armen enthält. Für den Beitrag des Humankapitals gilt dies aber offensichtlich nicht: der geschätzte Regressionskoeffizient bleibt statistisch signifikant und quantitativ nahezu unverändert.

Tabelle 1

**OLS-Schätzungen der Verteilungseffekte des Humankapitals**

Abhängige Variable:  $\ln y_p$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$c$	-0.85 (0.46)	-1.00 (0.06)	-0.88 (0.46)	-0.70 (0.49)	-1.00 (0.65)
$\ln y_c$	0.90 (0.07)	0.90 (0.07)	0.90 (0.07)	0.88 (0.07)	0.91 (0.07)
$\ln(H / L)$	0.32 (0.10)	0.34 (0.11)	0.30 (0.10)	0.32 (0.10)	0.31 (0.11)
$\ln INV$	-	-0.04 (0.09)	-	-	-0.05 (0.10)
<i>MINING</i>	-	-	-0.48 (0.65)	-	-0.56 (0.66)
<i>MALARIA</i>	-	-	-	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
Stichprobe	n=101	n=101	n=99	n=91	n=89
$\bar{R}^2$	0.87	0.87	0.87	0.88	0.88
s.e.e.	0.43	0.44	0.43	0.43	0.42

(Standardfehler in Klammern.)

Die nächsten beiden Spezifikationen in Tabelle 1 enthalten Variablen, die in einem mehr oder weniger direkten Zusammenhang mit der Einkommensverteilung stehen. Ein hoher Wertschöpfungsanteil von Bergbau und ähnlichen extraktiven Aktivitäten am Sozialprodukt (*MINING*) könnte zu einer ungleichen Einkommensverteilung und wegen des damit häufig einhergehenden „rent seeking“ zu einem langsameren Wirtschaftswachstum führen (Rodriguez und Sachs 1999), was letztlich auch zu einem niedrigen Einkommen der Armen führen müsste. Das Vorkommen von Malaria (*MALARIA*) könnte wegen ihres Einflusses auf den Gesundheitsstand und die Ausfallzeiten der Arbeitskräfte die wirtschaftliche Entwicklung eines Landes nachhaltig hemmen, was Bloom und Sachs (1998) für den wesentlichen Grund für die wirtschaftliche Malaise Afrikas halten. Die Ergebnisse in den Spalten (3) und (4) zeigen jedoch, dass diesen beiden Variablen kein statistisch signifikanter eigenständiger Erklärungsgehalt für die internationalen Unterschiede im Einkommen der Armen zukommt.<sup>2</sup>

Dieses Ergebnis bleibt auch bestehen, wenn alle zusätzlichen Variablen zusammen in die Schätzgleichung aufgenommen werden (Spalte (5)). Die Humankapital-Variable hat nach wie vor einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf das Einkommen der Armen, zusätzlich zu dem 1:1-Effekt des Durchschnittseinkommens. Mit Hilfe von Beta-Koeffizienten kann man den Einfluss der beiden statistisch signifikanten Variablen direkt miteinander vergleichen. Bei einer Standardabweichung von 1.21 für die abhängige Variable ( $\sigma(y_p)$ ) ergeben sich Beta-Koeffizienten von 0.18 für die Humankapital-Variable und von 0.51 für das Durchschnittseinkommen. Somit könnte eine Zunahme der Humankapital-Variable um eine Standardabweichung

---

<sup>2</sup> Die Daten für den Anteil des Sektors Bergbau am Bruttoinlandsprodukt (*MINING*) stammen aus Hall und Jones (1999). Die Daten für den Anteil der Bevölkerung, der dem Risiko einer Übertragung von *Malaria falciparum* ausgesetzt ist (*MALARIA*), stammen aus McArthur und Sachs (2001).

in etwa ein Drittel des Effekts einer Zunahme des Durchschnittseinkommens um eine Standardabweichung ausmachen.

Ein Problem für die Interpretation der bisherigen Ergebnisse könnte dadurch entstehen, dass die Humankapital-Variable über den politischen Prozess umgekehrt wie in Gleichung (6) angenommen auch von der Höhe des Einkommens der Armen abhängt. So könnten beispielsweise in denjenigen Ländern, in denen das Einkommen der Armen relativ hoch ist, mehr Ressourcen für Bildungsinvestitionen zur Verfügung stehen als in Ländern, in denen das Einkommen der Armen relativ niedrig ist. Wenn es sich bei der Humankapital-Variable demnach um eine endogene Größe handelt, was eher wahrscheinlich ist, dann könnte die Signifikanz und die Höhe des Regressionskoeffizienten bei einer OLS-Schätzung wie in Tabelle 1 überzeichnet werden. Eine umgekehrte Kausalität könnte natürlich auch den Regressionskoeffizienten für das Durchschnittseinkommen beeinflussen. Dollar und Kraay (2001) finden jedoch, dass die mögliche Endogenität des Durchschnittseinkommens ihren geschätzten Regressionskoeffizienten in der Nähe von 1 nicht nach oben verzerrt hat.

Da mein geschätzter Regressionskoeffizient ebenfalls in der Nähe von 1 liegt, baue ich den Befund von Dollar und Kraay hinsichtlich der Endogenität des Durchschnittseinkommens als Restriktion in die Schätzgleichung (6) ein, wobei die bislang zusätzlich berücksichtigten Variablen aufgrund ihrer fehlenden statistischen Signifikanz nicht mehr enthalten sind:

$$(7) \quad \ln y_p - \ln y_c = c + a_2 \ln(H / L) \quad .$$

Gleichung (7) wird geschätzt mit zwei Instrument-Variablen (IV), dem absoluten Abstand eines Landes vom Äquator (*DISTANCE*) (siehe Hall und Jones 1999) und der Durchschnittstemperatur eines Landes (*MEANTEMP*) (siehe McArthur und Sachs 2001). Beide Variablen werden sicherlich nicht vom Einkommen der Armen (und vom Durchschnittseinkommen) beeinflusst,

und beide Variablen können als plausible Instrumente für den Humankapitalbestand betrachtet werden, weil sie eng mit den institutionellen Rahmenbedingungen eines Landes zusammenhängen, so wie es die Studien von Hall und Jones (1999) und Acemoglu et al. (2001) nahe legen. Demnach sollten beide Variablen mit der Humankapital-Variable, nicht aber mit dem Störterm in Gleichung (7) korreliert sein.

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse meiner IV-Schätzung. In allen gewählten Spezifikationen ist der geschätzte Einfluss der Humankapital-Variable auf das Einkommen der Armen positiv und statistisch signifikant. Wenn beide Instrumente zusammen benutzt werden, liefert ein Chi-Quadrat-Test auf Überidentifikation keine Anhaltspunkte dafür, dass eines der Instrumente mit dem Störterm korreliert wäre und somit direkt in die Schätzgleichung aufgenommen werden müsste. Im Durchschnitt besagen meine drei Punktschätzungen, dass eine Zunahme der Humankapital-Variable um 10 Prozent zu einer Zunahme des Einkommens der Armen um 3.7 Prozent führt, und zwar zusätzlich zu einer Zunahme durch ein höheres Durchschnittseinkommen. Dieser geschätzte Effekt ist größer als der in Tabelle 1 ausgewiesene Effekt. Eine potentielle Überschätzung des Koeffizienten aufgrund der Endogenität des Humankapitals scheint also überkompensiert zu werden von einer potentiellen Unterschätzung aufgrund der unzureichenden Erfassung des tatsächlichen Humankapitalbestands mit der hier benutzten Humankapital-Variable.

Insgesamt gesehen bestätigt sich somit für meinen internationalen Datensatz die These, dass eine Zunahme des Humankapitalbestands einer Volkswirtschaft einen substantiellen positiven Effekt auf das durchschnittliche Einkommen der Armen hat. Aus politökonomischer Sicht könnte eine gleichmäßigere Einkommensverteilung ein dauerhaft höheres Wirtschaftswachstum bewirken, wenn durch Umverteilungsmaßnahmen wie etwa ein öffentliches Bildungsangebot soziale Konflikte verringert und der Schutz von

Eigentumsrechten verbessert werden könnte. Nimmt man meine empirischen Ergebnisse zum Nennwert, dann würden zusätzliche Bildungsinvestitionen dafür sorgen, dass die Armen stärker vom durchschnittlichen Wirtschaftswachstum profitieren könnten. Strategien zur Armutsbekämpfung sollten sich von daher im Wesentlichen auf die Akkumulation von Humankapital konzentrieren. Der nächste Abschnitt behandelt die Frage, ob die zusätzliche Akkumulation von Humankapital auch mit dem Argument einer Wachstumsbeschleunigung im Zuge des Ausnutzens von externen Effekten begründet werden kann.

Tabelle 2

#### IV-Schätzungen der Verteilungseffekte des Humankapitals

Abhängige Variable:  $\ln y_p - \ln y_c$

Instrument-Variablen	<i>MEANTEMP</i>	<i>DISTANCE</i>	<i>DISTANCE,</i> <i>MEANTEMP</i>
c	-1.69 (0.10)	-1.79 (0.12)	-1.69 (0.10)
$\ln(H/L)$	0.34 (0.09)	0.43 (0.11)	0.34 (0.09)
Stichprobe	n=86	n=100	n=86
s.e.e.	0.43	0.47	0.43
Überidentifikation			
p-Wert	-	-	0.63
Testergebnis	-	-	keine Überident.

(Standardfehler in Klammern.)

### **III. Die soziale (gesamtwirtschaftliche) Ertragsrate des Humankapitals**

Wenn sich neben den Verteilungswirkungen auch externe Effekte der Humankapitalakkumulation nachweisen lassen, wie sie in vielen Modellen der endogenen Wachstumstheorie postuliert werden, dann hätte man ein zusätzliches Argument für die ökonomische Relevanz der Bildungspolitik gewonnen. Da externe Effekte die gesamtwirtschaftliche Produktivität der Akkumulation von Humankapital stärker erhöhen würden als die individuelle, müsste der Staat versuchen, durch entsprechende Subventionen eine gesamtwirtschaftlich optimale Höhe der Bildungsinvestitionen zu erreichen. Ein Vergleich der privaten mit der gesamtwirtschaftlichen (sozialen) Ertragsrate einer Bildungsinvestition sollte Aufschluss darüber geben können, ob die in allen Ländern der Welt tatsächlich stattfindende Subventionierung der schulischen Bildung zu hoch, zu niedrig, oder gerade angemessen ist.

Bislang gibt es allerdings erstaunlich wenig empirische Evidenz zum Niveau der gesamtwirtschaftlichen Ertragsrate des Humankapitals. Psacharopoulos (1994) fasst zusammen, was an empirischen Ergebnissen für einzelne Länder auf Basis einer mehr oder weniger einheitlichen methodischen Grundlage (Mincersche Ertragsraten-Funktion und sogenannte „elaborate method“) ermittelt worden ist. Dabei ist zu beachten, dass die in der mikroökonomischen Literatur ermittelten „sozialen“ Ertragsraten definitionsgemäß immer niedriger sein müssen als die privaten Ertragsraten, weil sie die Kosten der öffentlichen Subvention der schulischen Bildung mit ins Bild nehmen. Die vermuteten gesamtwirtschaftlichen externen Effekte des Humankapitals, die sich in der im eigentlichen Sinne sozialen Ertragsrate des Humankapitals spiegeln müssten, kann man nicht auf der Basis von Mikrodaten bestimmen. Heckman und Klenow (1997) übertragen deshalb die Mincersche Ertragsraten-Gleichung auf die Makroebene, um durch einen Vergleich der aus der Literatur bekannten individuellen (privaten) Ertragsraten mit der zu

ermittelnden sozialen (gesamtwirtschaftlichen) Ertragsrate zu überprüfen, ob von staatlicher Seite mehr oder weniger in die Bildung investiert werden sollte.

Im Prinzip kann mit diesem Ansatz die empirische Relevanz alternativer Humankapital-Konzepte in der Wachstumstheorie näher beleuchtet werden. Im neoklassischen Wachstumsmodell von Mankiw et al. (1992) gibt es beispielsweise keine Humankapitalexternalitäten. Die private Ertragsrate müsste in diesem Modell demnach stets höher sein als die soziale, die alle Kosten der Ausbildung berücksichtigt. Anders ist es in vielen endogenen Wachstumsmodellen, die auf Humankapitalexternalitäten basieren. Solche Modelle könnten eine soziale Ertragsrate erklären, die genauso groß oder sogar größer ist als die private. Demgegenüber geht nach der sogenannten „Signalling“-Hypothese die Akkumulation von Humankapital mit negativen Externalitäten einher, da der Ausbildung in Schule und Universität keine wesentliche Produktivitätswirkung, sondern lediglich eine Signalwirkung im Hinblick auf unbeobachtbare Fähigkeiten zugeschrieben wird. Bildungsausgaben wären so gesehen eine gesamtwirtschaftliche Verschwendung von Ressourcen, und die soziale Ertragsrate könnte demnach sogar negativ sein.<sup>3</sup>

### **III.1 Konzeptionelle Überlegungen zur Schätzgleichung**

Die Mincersche Ertragsraten-Gleichung postuliert eine halb-logarithmische Beziehung zwischen dem logarithmierten Einkommen einer Person und der Anzahl ihrer Schuljahre (und anderer Faktoren) (Mincer 1974). Unter der vereinfachenden Annahme, dass die schulische Ausbildung keine direkten Kosten hat, also beispielsweise vom Staat gebührenfrei angeboten wird, lässt sich der Unterschied im Einkommen, der mit und ohne Schulbildung erzielt werden kann, als Ertragsrate der schulischen Ausbildung darstellen. Das

---

<sup>3</sup> Die folgenden Abschnitte basieren auf vorläufigen Ergebnissen eines laufenden Forschungsvorhabens (Gundlach et al. 2002).

Einkommen nach einem Schuljahr ( $y_1$ ) würde in diesem vereinfachten Fall gerade der Summe aus dem Einkommen ohne Schulbildung ( $y_0$ ) und dem mit der Ertragsrate  $r$  gewichteten jeweiligen entgangenen Einkommen (den Opportunitätskosten der Schulbildung) entsprechen:

$$(8) \quad y_1 = y_0 + r_1 y_0 \ .$$

Das Einkommen nach zwei Schuljahren lässt sich dann darstellen als

$$(9) \quad y_2 = y_1 + r_2 y_1$$

Nach  $S$  Schuljahren erhält man somit ein Einkommen von

$$(10) \quad y_S = y_0 \prod_{t=1}^S (1 + r_t) \ .$$

Nach Logarithmieren von Gleichung (10) erhält man für hinreichend kleine Werte von  $r$

$$(11) \quad \ln y_S = \ln y_0 + \sum_{t=1}^S r_t \ ,$$

so dass für eine über alle Schuljahre hinweg konstante Ertragsrate der gesuchte halblogarithmische Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Anzahl der Schuljahre folgt: (12)  $\ln y_S = y_0 + rS$  .

Wenn diese Gleichung als Schätzgleichung auf die gesamtwirtschaftliche Ebene übertragen wird, wo  $y$  für das Sozialprodukt pro Person und  $S$  für die Anzahl der Schuljahre pro Person stehen, dann reflektiert der Regressionskoeffizient  $r$  nicht nur die individuellen Erträge der schulischen Ausbildung wie bei mikroökonomischen Analysen, sondern eben auch möglicherweise anfallende Externalitäten, weil alle Personen und alle

Einkommen einer Volkswirtschaft zusammen mit dem durchschnittlichen Ausbildungsstand erfasst werden.

Gleichung (12) muss natürlich auf der rechten Seite um weitere Faktoren ergänzt werden, die ebenfalls einen Einfluss auf die abhängige Variable haben. Dazu zählen in der klassischen Spezifikation von Mincer (1974) beispielsweise insbesondere die im Berufsleben erworbene Erfahrung („experience“) der Arbeitskräfte und andere sozio-ökonomische Faktoren wie das Geschlecht, der Wohnort, oder der Beruf. Geschlecht, Wohnort und Beruf können bei einer internationalen Querschnittsbetrachtung von durchschnittlichen Einkommen als Erklärungsfaktoren vernachlässigt werden. Nicht vernachlässigt werden darf bei einer solchen Betrachtung aber, dass es im internationalen Vergleich große Unterschiede in der Kapitalintensität gibt. Hinzu kommt, dass es darüber hinaus möglicherweise auch internationale Unterschied in der Technologie gibt.

Betrachtet man Gleichung (12) vor dem Hintergrund einer Produktionsfunktion mit Sach- und Humankapital, dann wäre beispielsweise

$$(13) \quad Y = K^\alpha \left( A L e^{r_S S} e^{r_E E} \right)^{1-\alpha}$$

eine denkbare Ausgangsgleichung, wobei  $Y$  für das Bruttoinlandsprodukt,  $K$  für den Sachkapitalbestand,  $A$  für das technologische Niveau,  $L$  für die Anzahl der Einwohner und  $r_E$  für die Ertragsrate auf die Erfahrung  $E$  stehen. Als Schätzgleichung in der Pro-Kopf-Version ( $y_c$ ) folgt dann

$$(14) \quad \ln y_c = \alpha \ln k + (1-\alpha)A + (1-\alpha)rS + (1-\alpha)qE \quad ,$$

wobei  $k$  für die Kapitalintensität ( $K/L$ ) steht. Diese Darstellung verdeutlicht, dass der zu schätzende Regressionskoeffizient für die Anzahl der Schuljahre je Einwohner ( $S$ ) nicht mehr als direktes Maß für die Ertragsrate der Ausbildung interpretiert werden darf. Die soziale Ertragsrate der schulischen Ausbildung ergibt sich nach Gleichung (14) vielmehr als Quotient aus

Regressionskoeffizient und Produktionselastizität (bzw. Verteilungsquote). Diese Restriktion wird von Heckman und Klenow (1997) bei ihrer Schätzung der sozialen Ertragsrate der schulischen Ausbildung übersehen.

### III.2 Empirische Ergebnisse

Die soziale Ertragsrate der schulischen Ausbildung wird auf Basis von Gleichung (14) für einen Querschnitt von Ländern geschätzt. Grundsätzlich nicht berücksichtigt werden Länder, die weniger als eine Million Einwohner haben, die vormals zur Sowjetunion oder zum Warschauer Pakt gehört haben und Länder, deren Wertschöpfung zu einem großen Teil aus der Förderung von Erdöl oder aus Übertragungen aus dem Ausland (Lesotho) besteht. Alle Variablen beziehen sich auf Werte für das Jahr 1990 oder das nächste verfügbare Jahr.

Die benutzten Daten stammen aus verschiedenen Quellen. Das reale Sozialprodukt pro Person ( $y_c$ ) und die Kapitalintensität ( $k$ ) stammen aus PWT (1994). Das technologische Niveau eines Landes wird von Heckman und Klenow (1997) anhand der Lebenserwartung bei der Geburt (*LIFE*) approximiert, die aus World Bank (1999) stammt. Als alternative Variable für das technologische Niveau benutze ich den absoluten Abstand eines Landes vom Äquator (*DISTANCE*). Mit dieser exogenen Variable können internationale Unterschiede in der institutionellen Infrastruktur und bei den Krankheitsrisiken für die Bevölkerung approximiert werden (Hall und Jones 1999, McArthur und Sachs 2001, Gundlach 2002). Die durchschnittliche Anzahl der Schuljahre  $S$  der Bevölkerung im Alter von 15-65 Jahren stammt aus Barro und Lee (1996). Alternativ verwende ich auch die mit dem Qualitätsindex von Hanushek und Kimko (1995) gewichtete Anzahl der Schuljahre  $SQ$ . Die Variable Erfahrung ( $E$ ) wird analog zu Heckman und Klenow (1997) gemessen als durchschnittliche Anzahl der potentiellen Jahre

mit Arbeitserfahrung und basiert auf Daten zur Altersverteilung der Bevölkerung in UN (1994).

Tabelle 3 wiederholt schrittweise die mit anderen Daten durchgeführten Schätzungen von Heckman und Klenow (1997). Solange wie die Kapitalintensität nicht als erklärende Variable in die Schätzgleichung aufgenommen wird, (Spalten (1)-(3)), kann der Regressionskoeffizient für die Schuljahre  $S$  nach Gleichung (12) als Ertragsrate der schulischen Ausbildung interpretiert werden. Mein Schätzergebnis in Spalte (1) stimmt mit dem Befund von Heckman und Klenow (1997) überein: wenn nur die Anzahl der Schuljahre als erklärende Variable benutzt wird, erhält man eine soziale Ertragsrate des Humankapitals von über 30 Prozent. Demgegenüber steht die aus der mikroökonomischen Literatur bekannte durchschnittliche private Ertragsrate von rund 9 Prozent. Nach dieser ersten (naiven) Schätzung könnte man also auf enorme Humankapitalexternalitäten in einer Größenordnung von über 20 Prozent schließen. Dieser empirische Befund ist aber keineswegs robust, wie die Ergebnisse der nachfolgenden Spezifikationen zeigen.

Tabelle 3

**OLS-Schätzungen der sozialen Ertragsrate des Humankapitals**Abhängige Variable:  $\ln y_c(1990)$ 

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>c</i>	6.14 (0.14)	4.46 (0.33)	3.18 (0.40)	2.16 (0.35)
<i>S</i>	0.35 (0.02)	0.31 (0.02)	0.20 (0.03)	0.12 (0.03)
<i>E</i>	-	0.15 (0.03)	0.11 (0.03)	0.09 (0.02)
<i>LIFE</i>	-	-	0.04 (0.01)	0.00 (0.01)
$\ln k$	-	-	-	0.43 (0.06)
Stichprobe	n=80	n=71	n=71	n=71
$\bar{R}^2$	0.77	0.83	0.87	0.92
s.e.e.	0.52	0.44	0.39	0.30

(Standardfehler in Klammern.)

Nimmt man beispielsweise auch die Erfahrung der Arbeitskräfte (*E*) und die Lebenserwartung (*LIFE*) mit ins Bild (Spalten (2) und (3)), dann sinkt die geschätzte soziale Ertragsrate des Humankapitals auf 20 Prozent. Nimmt man auch noch die Kapitalintensität (*k*) als erklärende Variable hinzu, dann sinkt der geschätzte Regressionskoeffizient der Schuljahre weiter auf 12 Prozent (Spalte 4). Heckman und Klenow (1997) schätzen mit ihren Daten für eine solche Spezifikation einen durchschnittlichen Regressionskoeffizienten von rund 9 Prozent und schließen daraus, dass es keinen nennenswerten Unterschied zwischen der sozialen und der privaten Ertragsrate des Humankapitals gibt. Die öffentliche Subventionierung der schulischen Ausbildung scheint Ihnen

demnach im internationalen Durchschnitt gerade hoch genug zu sein, um die positiven Externalitäten des Humankapitals zu internalisieren.

Bei dieser Interpretation übersehen Heckman und Klenow aber (1997), dass der geschätzte Regressionskoeffizient der Variable Schuljahre nach Gleichung (14) in Spalte (4) nicht mehr der sozialen Ertragsrate des Humankapitals entspricht. Der Regressionskoeffizient entspricht vielmehr dem Produkt aus Ertragsrate und Produktionselastizität. Da die Produktionselastizität des Sachkapitals ( $\alpha$ ) als Regressionskoeffizient der Kapitalintensität geschätzt wird, folgt die soziale Ertragsrate des Humankapitals jetzt als

$$(15) \quad r_S = \frac{0.12}{1-0.43} = 0.21 \text{ .}$$

Der zugehörige Standardfehler, der über eine nichtlineare Schätzung ermittelt werden kann, beträgt 0.04. Damit wäre man zurück bei dem Ergebnis, dass die soziale Ertragsrate deutlich, nämlich um rund 100 Prozent, über der privaten Ertragsrate des Humankapitals liegt. Die öffentliche Subventionierung der schulischen Bildung wäre im Durchschnitt der betrachteten Ländergruppe also keineswegs ausreichend. Um die positiven Externalitäten des Humankapitals zu internalisieren, müssten die Bildungsinvestitionen vielmehr erheblich ausgeweitet werden.

Die Größenordnung der geschätzten Humankapitalexternalität in Höhe von rund 10 Prozent nährt erhebliche Zweifel an ihrer Plausibilität. Alternative Spezifikationen und Schätzverfahren versprechen Aufschluss darüber, wie robust der empirische Befund wirklich ist. Die erste Spalte von Tabelle 4 enthält die Ergebnisse einer Schätzung, bei der die Schuljahre mit einem Qualitätsindex nach Hanushek und Kimko (2001) multipliziert wurden ( $SQ$ ). Mit der alternativen Spezifikation der Humankapital-Variable erhält man eine soziale Ertragsrate in Höhe von 14 Prozent, die wieder näher an die Ergebnisse von Heckman und Klenow (1997) heranrückt. Dabei ist meine geschätzte

Ertragsrate immer noch statistisch signifikant verschieden von der Mincerschen Referenz-Ertragsrate in Höhe von 9 Prozent. Dieser Befund bleibt bestehen, wenn statt der Lebenserwartung (*LIFE*) der absolute Abstand eines Landes vom Äquator (*DISTANCE*) als Näherungsgröße für internationale technologische Unterschiede benutzt wird (Spalte (2)).

Die bisher benutzte Schätzmethode (OLS) liefert allerdings nur dann unverzerrte Ergebnisse für die soziale Ertragsrate des Humankapitals, wenn die Liste der erklärenden Variablen vollständig ist und wenn es kein Endogenitätsproblem gibt. Ob die Liste der erklärenden Variablen in Gleichung (14) vollständig ist, lässt sich mit Hilfe empirischer Methoden nicht beantworten. Aus produktionstheoretischer Sicht erscheint aber eine Spezifikation mit den Faktoren Sachkapital, Humankapital und Technologie als angemessen. Gleichzeitig dürfte aus produktionstheoretischer Sicht kein Zweifel daran bestehen, dass sowohl die Sachkapital-Variable als auch die Humankapital-Variable als endogen zu betrachten sind. Dies könnte zu einer Überschätzung der Regressionskoeffizienten von  $k$  und  $SQ$  führen. Die daraus resultierende Richtung des Effekts auf die geschätzte soziale Ertragsrate hängt, wie Gleichung (15) verdeutlicht, von der relativen Verzerrung der beiden Regressionskoeffizienten ab.

Tabelle 4

## Alternative Schätzungen der sozialen Ertragsrate des Humankapitals

Abhängige Variable:	$\ln y_c(1990)$		$\ln y_c(1990) - 0.3 \ln k(1990)$	
	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV
<i>c</i>	2.44 (0.35)	2.41 (0.36)	2.78 (0.33)	2.81 (0.73)
<i>SQ</i>	0.08 (0.01)	0.07 (0.01)	0.09 (0.01)	0.09 (0.03)
<i>E</i>	0.06 (0.02)	0.07 (0.02)	0.06 (0.02)	0.03 (0.06)
<i>LIFE</i>	0.00 (0.01)	-	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
$\ln k$	0.43 (0.06)	0.46 (0.04)	-	-
<i>DISTANCE</i>	-	-0.02 (0.27)	-	-
Stichprobe	n=72	n=71	n=72	n=71
$\bar{R}^2$	0.93	0.93	0.80	-
s.e.e.	0.29	0.28	0.30	0.30
Soziale Ertragsrate	0.14 (0.02)	0.14 (0.02)	0.13 (0.02)	0.13 (0.02)
Überidentifikat.				
p-Wert	-	-	-	0.22
Testergebnis	-	-	-	keine Überid.

(Standardfehler in Klammern.)

Um das potentielle Endogenitätsproblem zu lösen, kann man in einem ersten Schritt den Regressionskoeffizienten von  $k$  auf den Wert der gesamtwirtschaftlichen Gewinnquote restringieren. Nach den Ergebnissen von Gollin (2002) liegt die Lohnquote in den meisten Ländern zwischen 65 und 80 Prozent, was eine Gewinnquote von 35 bis 20 Prozent impliziert. Spalte (3) enthält die empirischen Ergebnisse für eine Spezifikation mit einer auf 30 Prozent restringierten Gewinnquote. Diese Spezifikation hat keinen nennenswerten Einfluss auf die Höhe der geschätzten sozialen Ertragsrate des Humankapitals.

Schließlich enthält Spalte (4) die empirischen Ergebnisse einer IV-Schätzung, mit der im Prinzip die mögliche Endogenität der Humankapital-Variable kontrolliert werden kann. Als Instrumente dienen dabei die von Hall und Jones (1999) vorgeschlagenen vier Variablen: der absolute Abstand eines Landes vom Äquator, der über geographische und klimatische Variablen geschätzte Grad der Offenheit eines Landes für Handel und Kapitalverkehr, der Anteil der Bevölkerung mit Kenntnis der englischen Sprache sowie der Anteil der Bevölkerung mit Kenntnis einer wesentlichen europäischen Sprache. Alle diese Variablen (mit Ausnahme der Offenheitsvariable) sind mit der Humankapital-Variable ( $SQ$ ) korreliert und hängen gleichzeitig *nicht* vom Pro-Kopf-Einkommen ( $y_c$ ) ab. Die IV-Schätzung bestätigt abermals eine statistisch hoch signifikante soziale Ertragsrate des Humankapitals, die deutlich über dem Mincerschen Referenzwert von 9 Prozent liegt. Die vormals relativ hohe Ertragsrate der Variable Erfahrung ( $E$ ) erweist sich in dieser Spezifikation als statistisch insignifikant. Der Test auf Überidentifikation besagt, dass keine der Instrumentvariablen direkt in die Schätzgleichung aufgenommen werden sollte.

Insgesamt betrachtet deuten meine empirischen Ergebnisse in diesem Abschnitt darauf hin, dass die soziale Ertragsrate des Humankapitals um rund 50 Prozent über der privaten liegt. Demnach scheint die Produktion von Humankapital in Schule und Universität mit erheblichen positiven Externalitäten einherzugehen, die offenbar nicht vollständig durch die bereits existierende staatliche Subventionierung der Bildung internalisiert werden. Mein empirischer Befund für einen internationalen Querschnitt liefert ein Argument dafür, die staatlichen Bildungsinvestitionen im Mittel auszuweiten, um die private mit der sozialen Ertragsrate des Humankapitals in Einklang zu bringen. Welche staatlichen Bildungsinvestitionen nötig wären, um einen höheren Humankapitalbestand zu erreichen, steht auf einem anderen Blatt.

#### Literaturverzeichnis

- Acemoglu, Daniel/Johnson, Simon/Robinson, James A.* (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review* 91 (5): 1369-1401.
- Barro, Robert J./Lee, Jong-Wha* (1996). International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review* 86(2): 218-223.
- Bils, Mark/Klenow, Peter J.* (2000). Does Schooling Cause Growth? *American Economic Review* 90 (5): 1160-1183.
- Bloom, David E./Sachs, Jeffrey D.* (1998). Geography, Demography, and Economic Growth in Africa. *Brookings Papers on Economic Activity* (2): 207-295.
- De Gregorio, José/Lee, Jong-Wha* (1999). Education and Income Distribution: New Evidence from Cross-country Data. *Harvard Institute for International Development, Discussion Papers*, 714, July.
- Deininger, Klaus/Squire, Lyn* (1996). A New Data Set Measuring Income Inequality. *World Bank Economic Review* 10: 565-591.
- Dollar, David/Kraay, Aart* (2001). Growth Is Good for the Poor. *World Bank, Policy Research Working Paper*, 2587, April.
- Glomm, Gerhard/Ravikumar, B.* (1992). Public versus Private Investment in Human Capital: Endogenous Growth and Income Inequality. *Journal of Political Economy* 100: 818-834.
- Gollin, Douglas* (2002). Getting Income Shares Right. *Journal of Political Economy* 110: 458-474.
- Gundlach, Erich* (2002). Factor Accumulation and Total Factor Productivity in the Empirics of Development. *Institut für Weltwirtschaft, Kiel*, April (mimeo).

- Gundlach, Eric/Henseler, Joana/Knips, Vivien* (2002). Macroeconomic Mincering: The Social Rate of Return to Schooling. Institut für Weltwirtschaft, Kiel (in Vorbereitung).
- Gundlach, Erich/Navarro de Pablo, Jose/Weisert, Natascha* (2001a). Education Is Good for the Poor: A Note on Dollar and Kraay (2001). WIDER Discussion Papers, No. 2001/137, November.
- Gundlach, Erich/Rudman, Desmond/Wößmann, Ludger* (in Vorbereitung). Second Thoughts on Development Accounting. Applied Economics.
- Gundlach, Erich/Wößmann, Ludger* (2001). The Fading Productivity of Schooling in East Asia. *Journal of Asian Economics* 12: 401-417.
- Gundlach, Erich/Wößmann, Ludger/Gmelin, Jens* (2001b). The Decline of Schooling Productivity in OECD Countries. *Economic Journal*, 111 (May): C135-C147.
- Hall, Robert E./Jones, Charles I.* (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? *Quarterly Journal of Economics* 114: 83-116.
- Hanushek, Eric A./Kimko, Dennis D.* (2000). Schooling, Labor Force Quality, and the Growth of Nations. *American Economic Review* 90 (5): 1184-1208.
- Heckman, James J./Klenow, Peter J.* (1997). Human Capital Policy. University of Chicago (mimeo).
- Klenow, Peter J./Rodriguez-Clare, Andrés* (1997). The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far?. *NBER Macroeconomics Annual* 12: 73-102.
- Knight, John/Sabot, Richard* (1983). Educational Expansion and the Kuznets Effect. *American Economic Review* 73 (5): 1132-1136.
- Levine, Ross/Renelt, David* (1992). A Sensivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review* 82 (4): 942-963.
- Lucas, Robert E., jr.* (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics* 22: 3-42.
- McArthur, John W./Sachs, Jeffrey D.* (2001). Institutions and Geography: A Comment on Acemoglu, Johnson, and Robinson (2000). NBER Working Paper, 8114, February.
- Mincer, Jacob* (1974). Schooling, Experience, and Earnings. National Bureau of Economic Research. New York.
- Penn World Table (PWT)* (1994). Version 5.6. NBER, Cambridge, MA. <http://www.nber.org/pwt56.html>.
- Persson, Torsten/Tabellini, Guido* (1994). Is Inequality Harmful for Growth? *American Economic Review* 84 (3): 600-621.
- Psacharopoulos, George* (1994). Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development* 22: 1325-1343.

- Ram, Rati* (1984). Population Increase, Economic Growth, Educational Inequality, and Income Distribution: Some Recent Evidence. *Journal of Development Economics* 14: 419-428.
- Rodriguez, Francisco/Sachs, Jeffrey D.* (1999). Why Do Resource-Abundant Economies Grow More Slowly? *Journal of Economic Growth* 4: 277-303.
- Tamura, Robert* (1991). Income Convergence in an Endogenous Growth Model. *Journal of Political Economy* 99: 522-536.
- United Nations (UN)* (1994). The Sex and Age Distributions of the World Populations. United Nations, New York.
- World Bank* (1999). World Development Indicators. CD-ROM.
- Wößmann, Ludger* (2000). Specifying Human Capital: A Review, Some Extensions, and Development Effects. Institut für Weltwirtschaft, Kieler Arbeitspapiere, 1007, Oktober (erscheint in: *Journal of Economic Surveys*).
- Wößmann, Ludger* (2001). Why Students in Some Countries Do Better. *International Evidence on the Importance of Education Policy. Education Matters* 1 (2): 67-74.