

# Empirische Schätzung des Wachstums der potentiellen Produktion in der Schweiz

Hans-Jürg Büttler, Franz Ettlín und Eveline Ruoss\*

## 1. Einleitung

Das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential entspricht der Menge von Gütern und Dienstleistungen eines Landes, die bei normaler Vollaustlastung der verfügbaren Produktionsfaktoren erzeugt werden kann. Aufgrund von Veränderungen im Nutzungsgrad der Produktionsfaktoren weicht der tatsächliche Verlauf der gesamtwirtschaftlichen Leistung zeitweise von ihrer relativ stetigen potentiellen Entwicklung ab. Es handelt sich dabei hauptsächlich um kurz- und mittelfristige Differenzen im Konjunkturverlauf. Über einen längeren, mehrere Konjunkturzyklen umfassenden Zeitraum ergibt sich normalerweise eine enge Übereinstimmung zwischen dem effektiven und dem potentiellen Produktionstrend.

Prognosen über das Wachstum der potentiellen Produktion von Gütern und Dienstleistungen stellen für eine Zentralbank, die mittelfristig ein stabiles Preisniveau anstrebt, eine wichtige Entscheidungsgrösse dar. Das Preisniveau bleibt nur dann stabil, wenn die Geldmenge im Ausmass der Liquiditätsbedürfnisse der Wirtschaft ausgedehnt wird. Steigt das Geldangebot stärker als die Geldnachfrage, so erhöht sich entsprechend das Preisniveau, ist die Liquiditätsversorgung der Wirtschaft ungenügend, so entsteht ein deflationärer Druck. Die Höhe der Geldnachfrage hängt einerseits von der Entwicklung der potentiellen Produktion und andererseits von der mittelfristigen Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes ab, die ihrerseits von Faktoren wie Innovationen im Zahlungsverkehr beeinflusst wird. Unter der Annahme, dass sich die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes nicht verändert, sollte die Geldmenge im Ausmass des Wachstums der potentiellen Produktion ausgedehnt werden, um ein stabiles Preisniveau zu

erreichen. Schätzungen über das potentielle Wachstum der schweizerischen Wirtschaft kommen deshalb – neben regelmässigen Untersuchungen der Geldnachfrage – bei der Festlegung des mittelfristigen geldpolitischen Kurses der Nationalbank grosse Bedeutung zu. Die Nationalbank geht davon aus, dass das mittelfristige Potentialwachstum knapp 2% beträgt. Im vorliegenden Beitrag sollen die Grundlagen dieser Annahme dargestellt werden.

Es gibt verschiedene Schätzverfahren zur empirischen Bestimmung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials. (Für eine Übersicht verschiedener Methoden siehe z. B. Christiano [1981]). Die teilweise dazu benötigten, desaggregierten Daten sind für die Schweiz jedoch nicht verfügbar. Die folgenden Schätzungen des Wachstums der potentiellen Produktion für die Jahre 1986 bis 1990 basieren deshalb einerseits auf relativ einfachen Methoden der Trendextrapolation, nämlich der spitzenbasierten und der auslastungsgradbereinigten Trendextrapolation, sowie der Produktionsfunktionsschätzung andererseits. Als Mass für die gesamtschweizerische Produktion dient das reale Bruttoinlandprodukt. Die Ergebnisse der Schätzungen sind in Tabelle 1 zusammengestellt.

**Tabelle 1: Wachstumsprognosen des potentiellen Bruttoinlandprodukts für 1986–1990<sup>1</sup>**

Spitzenbasierte Trendextrapolation (trend through peak)	1,6
Auslastungsgradbereinigte Trendextrapolation	1,8 – 2,0
Produktionsfunktion	1,7 – 1,8

<sup>1</sup> Veränderung in % gegenüber Vorjahr

Im Abschnitt 2 werden die beiden Extrapolationsverfahren, im Abschnitt 3 die Schätzung des Potentialwachstums mittels einer Produktionsfunktion näher erläutert und die detaillierten Ergebnisse präsentiert.

\* Volkswirtschaftliche Abteilung der Schweizerischen Nationalbank

## 2. Trendextrapolation

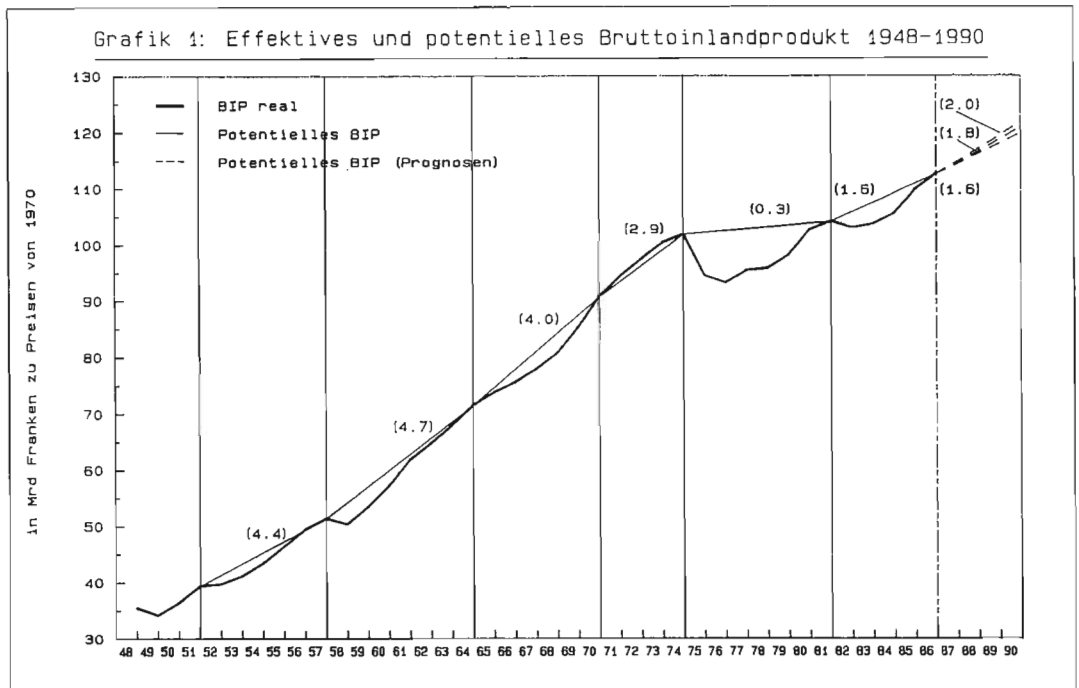
### 2.1 Spitzenbasierte Trendextrapolation

Einen ersten Anhaltspunkt über das zukünftige Potentialwachstum erhält man aus der Extrapolation der Trendlinie, die das effektive Produktionsvolumen in den beiden letzten konjunkturellen Höhepunkten miteinander verbindet. Diese spitzenbasierte Trendextrapolation («trend through peak») gründet auf der Idee, dass das Produktionspotential in den konjunkturellen Höhepunkten voll und damit gleich stark ausgelastet ist. Unter dieser Annahme entspricht die Wachstumsrate der Produktion zwischen zwei konjunkturellen Höhepunkten dem Zuwachs des Produktionspotentials, und die Abweichungen zwischen dem effektiven und potentiellen Verlauf der Produktion widerspiegeln die Schwankungen der Potentialauslastung in den unterschiedlichen Konjunkturphasen. Für die Prognose des Potentialwachstums wird die entsprechende Wachstumsrate zwischen den beiden jüngsten konjunkturellen Höhepunkten unter der Annah-

me, dass die zugrundeliegenden Wachstumsfaktoren unverändert bleiben, extrapoliert.

Grafik 1 zeigt die Entwicklung des realen Bruttoinlandprodukts seit 1948 sowie die Entwicklung des potentiellen Bruttoinlandprodukts gemäss dem spitzenbasierten Trendverfahren<sup>1</sup>. Die Zahlen in Klammern entsprechen dem durchschnittlichen Jahreswachstum des Produktionspotentials in den entsprechenden Zeitabschnitten, die durch vertikale Linien abgegrenzt sind. Die durchgezogenen vertikalen Linien bezeichnen die konjunkturellen Höhepunkte<sup>2</sup>, während die gebrochene vertikale Linie den vorläufig dem Jahre 1986 zugeordneten, letzten konjunkturellen Höhepunkt wiedergibt. Für die Jahre 1986 bis 1990 sind die Prognosewerte des potentiellen Bruttoinlandprodukts gemäss den drei erwähnten Berechnungsverfahren eingezeichnet (vgl. Tabelle 1).

Auffallend ist in Grafik 1 die markante Verlangsamung des aufgrund des spitzenbasierten Trendverfahrens gemessenen Potentialwachstums



nach der Rezession von 1975/76. Während das potentielle Bruttoinlandprodukt zwischen 1948 und 1974 mit einer jährlichen Rate von 2,9%–4,7% zunahm, stieg es zwischen 1974 und 1981 lediglich um 0,3%. Eine Verlangsamung des Potentialwachstums nach 1974 erscheint plausibel, da dem Arbeitsangebot infolge der restriktiveren Fremdarbeiterpolitik engere Grenzen gesetzt wurden. Die Verwendung des spitzenbasierten Trendverfahrens führt indessen dazu, dass das Potentialwachstum zwischen 1974 und 1981 unterschätzt wird. Der Hauptgrund liegt darin, dass dem Strukturbruch infolge des starken Rückgangs der Zahl ausländischer Arbeitskräfte und der Umstrukturierung im Anschluss an den ersten Ölpreisschock nicht angemessen Rechnung getragen wird. Für die zweite Hälfte der siebziger Jahre wird infolgedessen das Niveau des Produktionspotentials zu hoch und das Potentialwachstum dementsprechend zu klein ausgewiesen.

Für die Prognose der potentiellen Produktion bis zum Jahr 1990 wurde der potentielle Wachstumspfad zwischen 1981 und 1986 extrapoliert. Die entsprechende Wachstumsrate des Produktionspotentials beträgt 1,6%. Da der Auslastungsgrad des Faktors Arbeit im Jahre 1986 jedoch tiefer war als im Jahre 1981 – die Arbeitslosenquote betrug 0,8% gegenüber 0,2% im Jahre 1981 –, wird das Wachstum des Produktionspotentials zwischen diesen beiden konjunkturellen Höhepunkten und damit auch das Wachstum bis zum Jahre 1990 unterschätzt.

## **2.2 Auslastungsgradbereinigte Trendextrapolation**

Angesichts der Probleme, die mit der Verwendung des spitzenbasierten Trendverfahrens nach 1974 verbunden sind, empfiehlt sich als Alternative zur Bestimmung des Potentialwachstums ein modifiziertes Trendverfahren. Diese Methode – ebenfalls eine Form der Trendextrapolation aufgrund der effektiven Produktionsentwicklung – soll vor allem die Verzerrung der Ergebnisse durch den Strukturbruch in der Mitte der siebziger Jahre sowie den unterschiedlichen Auslastungsgrad des Produktionspotentials in den Trendverankerungspunkten vermeiden.

Der Strukturbruch, der sich hauptsächlich zwischen 1974 und 1976 vollzog, führte zu einer markanten Niveausenkung des Beschäftigungs- und Produktionstrends. Wegen dieses Trendbruchs werden die Produktions- und Beschäftigungsdaten frühestens ab 1976 herangezogen.

Durch die Wahl der Jahre 1976 und 1985 als Trendstützpunkte ergibt sich für die potentielle Produktion eine durchschnittliche Wachstumsrate von 1,8% (vgl. Grafik 2).

Da der Anteil der Arbeitslosen an der Zahl der Erwerbstätigen<sup>3</sup> in beiden Jahren 1,0% betrug, ist dieses Ergebnis kaum durch einen generellen Unterschied im Auslastungsgrad des Faktors Arbeit verzerrt. Die beiden Jahre unterscheiden sich hingegen wesentlich in bezug auf den Mangel an gelernten Arbeitskräften in der Industrie<sup>4</sup>. Aus diesem Grund wurde wahlweise anstelle des Jahres 1976 das Jahr 1979 als Trendverankerungspunkt verwendet, in dem der Auslastungsgrad bezüglich der gelernten Arbeitskräfte gleich hoch war wie im Jahre 1985. Bei Verwendung dieser Trendverankerungspunkte ergibt sich jedoch kein wesentlicher Unterschied in der Zuwachsrate.

Für die Prognose der potentiellen Produktion bis 1990 wird die zwischen 1976 und 1985 gemessene Wachstumsrate von 1,8% extrapoliert. Diese Wachstumsrate lässt sich in einen jährlichen Beschäftigungszuwachs von 0,5% und einen Anstieg der Produktivität von 1,3% (Produktionszuwachs pro beschäftigte Person) aufspalten. Eine etwas höhere Prognose von 2,0% für das Potentialwachstum erhält man, wenn nur die Produktivitätskomponente extrapoliert, die Beschäftigungskomponente dagegen auf 0,7% erhöht

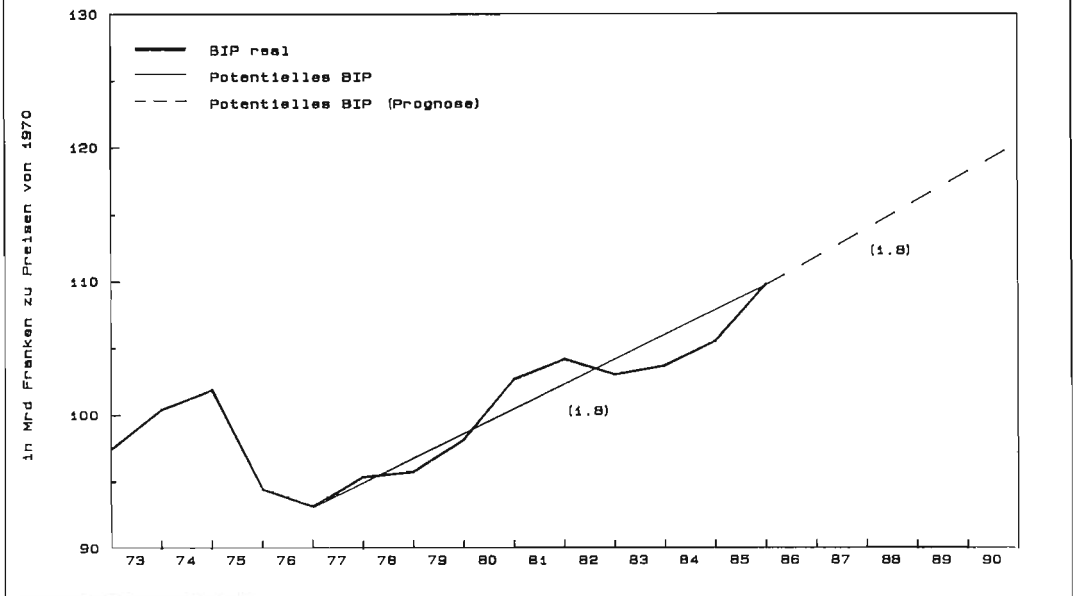
<sup>1</sup> Reales Bruttoinlandprodukt 1948–1985: Nationale Buchhaltung; reales Bruttoinlandprodukt 1986: Schätzung der Subkommission Wirtschaftsprognosen der Kommission für Konjunkturfragen vom Dezember 1986.

<sup>2</sup> Zur Bestimmung der konjunkturellen Höhepunkte zwischen 1948 und 1981 vgl. Béguelin (1983).

<sup>3</sup> Arbeitslose = Ganzarbeitslose plus Tellarbeitslose und Kurzarbeiter, umgerechnet auf Ganzarbeitslose, vgl. OECD (1985).

<sup>4</sup> Vgl. Biga-Umfrage bezüglich Mangel und Überfluss an Arbeitskräften, vierteljährliche Beschäftigungsstatistik in: «Die Volkswirtschaft».

Grafik 2: Effektives und potentielles Bruttoinlandprodukt 1973–1990



wird. Dieser alternative Wert lässt sich aus einer vom Bundesamt für Statistik erstellten Projektion der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter ableiten, falls angenommen wird, dass die potentielle Erwerbsquote unverändert bleibt.<sup>5</sup>

Bildet sich die Arbeitslosenquote, die im Jahre 1985 mit 1,0% relativ hoch war, in den nächsten Jahren zurück, kann das effektive Wachstum des realen Bruttoinlandproduktes über der potentiellen Zunahme von 1,8–2% liegen. Aufgrund der Erfahrungen in den letzten zehn Jahren bewirkt eine Reduktion der Arbeitslosenquote um einen Zehntel Prozentpunkt einen Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Produktion um etwa 0,3%. Diese überproportionale Reaktion der Produktion auf Veränderungen der Arbeitslosenquote beruht hauptsächlich auf der zur Entwicklung der Arbeitslosigkeit gegenläufigen Bewegung der Erwerbsquote, die in der Schweiz besonders ausgeprägt ist. So würde beispielsweise ein Rückgang der Arbeitslosenquote auf 0,5% bis zum Jahre 1990 die Produktion um insgesamt 1,5% anheben. Damit ergäbe sich eine Erhöhung des effektiven Produktionstrends um jährlich 0,3% auf 2,1% bzw. 2,3%.

### 3. Gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion

Die dritte Methode zur Berechnung des potentiellen Sozialproduktes gründet auf der empirischen Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion. Die gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion beschreibt den durch den Produktionsprozess gegebenen Zusammenhang zwischen dem Bruttoinlandprodukt (output) und den Produktionsfaktoren (input). Im allgemeinen werden zwei Produktionsfaktoren, nämlich der Kapitalstock und die vorhandenen Arbeitskräfte, ausdrücklich berücksichtigt, während der Beitrag des technischen Fortschritts nur implizit in Abhängigkeit der Zeit ausgedrückt wird.

<sup>5</sup> Als Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter wird die mittlere wirtschaftlich relevante Bevölkerung – einschliesslich der ausländischen Saisonarbeiter und Grenzgänger – in der Altersgruppe 20–64 Jahre bezeichnet, vgl. Bundesamt für Statistik, Szenarien zur Entwicklung der Bevölkerung in der Schweiz 1984–2025, Nebenvariante 1B, Bern 1985. Bei dieser Projektion wurde der Anteil der ausländischen Bevölkerung an der Gesamtbevölkerung auf dem Niveau des Jahres 1984 konstant gehalten.

Der Zusammenhang zwischen den Produktionsfaktoren und der gesamtwirtschaftlichen Produktion wird durch die gewählte Form und die Koeffizienten der Funktion bestimmt.

Es gibt eine Mehrzahl an möglichen Produktionsfunktionen, die bestimmten theoretischen Anforderungen genügen. In den nächsten beiden Abschnitten werden zwei der bekanntesten, die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und die CES-Produktionsfunktion, geschätzt. Die in den Tabellen 2 und 3 dargestellten Ergebnisse zeigen, dass beide Produktionsfunktionen für die Schweiz im untersuchten Zeitraum identisch sind. Für die Schätzung des Wachstums des potentiellen Bruttoinlandprodukts wird deshalb die einfachere Cobb-Douglas-Funktion verwendet.

In einem ersten Schritt werden die Koeffizienten der Produktionsfunktion geschätzt, indem das effektive reale Bruttoinlandprodukt auf die Faktoren Arbeit und Kapital regressiert wird. Als Mass für den Faktor Arbeit werden die jährlich in der Schweiz geleisteten Arbeitsstunden und als Mass für den Kapitaleinsatz der um den Auslastungsgrad bereinigte Kapitalstock verwendet. Die Beschreibung der Reihen befindet sich im Anhang.

Zur Bestimmung des Wachstums der potentiellen Produktion werden in die empirisch geschätzte Produktionsfunktion jene Werte für die Produktionsfaktoren eingesetzt, die sich bei Vollbeschäftigung ergäben. Die Festlegung der Vollbeschäftigungsbedingungen wird in Abschnitt 3.3 erläutert.

Um einen Eindruck über den möglichen Streubereich der Wachstumsrate des potentiellen Bruttoinlandprodukts zu gewinnen, wurden drei Werte berechnet, nämlich eine untere Grenze, ein «wahrscheinlichster» Wert und eine obere Grenze. Dieser «wahrscheinlichste» Wert dürfte zwischen 1,7 und 1,8% pro Jahr liegen (vgl. Tabelle 1). Die untere und obere Schranke von 1,2% bzw. 2,1% ergibt sich aus der Verwendung der schlechtest- bzw. bestmöglichen Entwicklung der Arbeitsstunden in der geschätzten Produktionsfunktion (vgl. Tabelle 5).

### 3.1 Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

Ausgangspunkt für die empirische Schätzung der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist die allgemeine Form

$$(1) \quad y = \varepsilon \cdot e^{\alpha \cdot t} (k_i \cdot k \cdot e^{\beta \cdot a})^{(1-\nu)} (n_i \cdot n \cdot e^{\gamma \cdot t})^{\nu} \cdot e^u$$

Es bedeuten:

- y Reales Bruttoinlandprodukt (beobachtet).
- $\varepsilon$  Effizienzparameter,  $\varepsilon \geq 0$ .
- $\alpha$  Hicks-neutrale technische Fortschrittsrate, falls  $\beta = \gamma = 0$ ;  $\alpha \geq 0$ .
- $\beta$  Solow-neutrale technische Fortschrittsrate, falls  $\alpha = \gamma = 0$ ;  $\beta \geq 0$ .
- $\gamma$  Harrod-neutrale technische Fortschrittsrate, falls  $\alpha = \beta = 0$ ;  $\gamma \geq 0$ .
- t Zeit.
- k Kapitalstock der Volkswirtschaft.
- $k_i$  Kapitalauslastungsgrad.
- a Mittleres Alter des Kapitalstocks.
- n Jährlich geleistete Arbeitsstunden in der Volkswirtschaft.
- $n_i$  Arbeitsauslastungsgrad.
- $\nu$  Produktionselastizität in bezug auf den Faktor Arbeit.
- u Zufallsvariable mit Erwartungswert Null und unkorrelierter Varianz.

Die Beziehung von Gleichung (1) besagt zum Beispiel, dass sich die Produktion verdoppelt, wenn die Einsätze von Arbeit und Kapital unter sonst gleichen Bedingungen verdoppelt werden. Wenn bei konstantem Kapital-zu-Arbeits-Verhältnis die Produktion je Kapitaleinheit proportional gleich stark steigt wie die Produktion je Arbeitseinheit, dann liegt ein Hicks-neutraler technischer Fortschritt vor, der durch die Rate  $\alpha$  in Gleichung (1) dargestellt wird. Beim Harrod-neutralen technischen Fortschritt steigt die Effektivität des Arbeitseinsatzes ( $\gamma$ ) im Zeitablauf bei konstantem Kapital-zu-Produktions-Verhältnis. Umgekehrt steigt im Falle des Solow-neutralen technischen Fortschritts die Effektivität des Kapitaleinsatzes ( $\beta$ ) im Zeitablauf bei konstantem Arbeit-zu-Produktions-Verhältnis.

Die folgende Schätzung der potentiellen Produktion fusst auf einer vereinfachten Form von Gleichung (1), weil folgende zwei Variablen empirisch nicht zur Verfügung stehen. Erstens konnte

**Tabelle 2: Lineare Schätzungen der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion**

Koeffizienten	Gl. (5)	Gl. (5)	Gl. (6)	Gl. (6)'	Gl. (6)''
$\ln(\varepsilon_1)$	9,27 (96,35)	9,28 (118,37)	-	-	-
$\ln(\varepsilon_2) - \ln(\varepsilon_1)$	-0,14 (-1,11)	0,13E-01 (0,14)	0,18E-01 (0,20)	-0,14E-01 (-1,32)	-
$\alpha_1$	0,24E-01 (12,20)	0,22E-01 (8,33)	0,24E-01 (10,10)	0,24E-01 (10,35)	0,24E-01 (10,38)
$\alpha_2 - \alpha_1$	-0,17E-01 (-3,37)	-0,18E-01 (-3,40)	-0,20E-01 (-3,67)	-0,19E-01 (-4,86)	-0,19E-01 (-5,15)
$\nu_1$	0,68 (11,79)	0,71 (19,66)	0,71 (20,03)	0,71 (21,47)	0,71 (21,42)
$\nu_2 - \nu_1$	0,91E-01 (0,59)	-0,34E-01 (-0,32)	-0,38E-01 (-0,36)	-	-0,16E-01 (-1,36)
Periode	50-84	51-84	51-84	51-84	51-84
R <sup>2</sup>	0,9770	0,9856	0,9344	0,9363	0,9364
D.W.	1,3234	2,0590	2,0524	2,0811	2,0748
S	0,119E-01	0,954E-02	0,995E-02	0,981E-02	0,979E-02
Methode	OLS	CORC	OLS	OLS	OLS

Werte in Klammern sind t-Werte

R<sup>2</sup>: Korrigiertes Bestimmtheitsmass

D.W.: Durbin-Watson-Statistik

S: Standardfehler der Regression

OLS: Kleinst-Quadrat-Schätzung

CORC: Cochran-Orcutt-Schätzung (rho = 0,8796)

mangels Daten das mittlere Alter des Kapitalstocks (a) nicht berechnet werden. Zweitens steht keine Reihe für den Auslastungsgrad (n) der geleisteten Arbeitsstunden zur Verfügung. Aus diesen Gründen wurden die beiden Variablen a und n<sub>1</sub> weggelassen. Weiter ergaben die Schätzungen, dass die Harrod-neutrale technische Fortschrittsrate in der vereinfachten Form nicht identifiziert werden konnte. In der folgenden Darstellung wurde deshalb  $\gamma$  gleich Null gesetzt.

Definiert man die Variable x

$$(2) \quad x = k_1 k$$

als das algebraische Produkt aus Kapitalstock und Kapitalauslastungsgrad, dann können die Koeffizienten der vereinfachten Cobb-Douglas-Funktion in linearer Form geschätzt werden, wenn Gleichung (1) logarithmiert wird:

$$(3) \quad \ln(y/x) = \ln(\varepsilon) + \alpha t + \nu \ln(n/x).$$

Erste Schätzungen der Gleichung (3) ergaben recht gute Resultate für die beiden Teilperioden von 1950-1974 und 1975-1984. Die Erklärung dafür liegt auf der Hand: Die Rezession der

Jahre 1975 und 1976 führte zu einem starken Abbau der ausländischen Arbeitskräfte, zu einem schlagartig geänderten Kapital-zu-Arbeits-Verhältnis und deshalb zu einer gewandelten Produktionsbeziehung für die Zeit nach 1975. Deshalb wurden bei den weiteren Schätzungen der gesamten Zeitperiode von 1950 bis 1984 zwei verschiedene Produktionsfunktionen zugrunde gelegt, nämlich

$$(4) \quad \ln(y/x) = [\ln(\varepsilon_1) + \alpha_1 t + \nu_1 \ln(n/x)]d_1 + [\ln(\varepsilon_2) + \alpha_2 t + \nu_2 \ln(n/x)]d_2$$

wobei d<sub>1</sub> und d<sub>2</sub> zwei Dummy-Variablen bezeichnen mit

$$(4a) \quad d_1 = 1, \text{ für } 1950-1974 \\ = 0, \text{ für } 1975-1984$$

$$(4b) \quad d_2 = 0, \text{ für } 1950-1974 \\ = 1, \text{ für } 1975-1984$$

Gleichung (4) wurde schliesslich in der folgenden Form geschätzt, die sich aus der üblichen Umwandlung ergibt:

$$(5) \quad \ln(y/x) = \ln(\varepsilon_1) + [\ln(\varepsilon_2) - \ln(\varepsilon_1)]d_2 + \alpha_1 t + (\alpha_2 - \alpha_1)t d_2 + \nu_1 \ln(n/x) + (\nu_2 - \nu_1) \ln(n/x) d_2.$$

Die Ergebnisse von Gleichung (5) sind in Tabelle 2 zusammengestellt. Alle bis auf zwei Koeffizienten sind statistisch gesichert. Obwohl Gleichung (5) recht zufriedenstellende Ergebnisse bringt, deutet die schlechte Durbin-Watson-Statistik auf eine unvollständige Spezifikation hin. Dies mag daran liegen, dass zwei potentiell wichtige Variablen, nämlich der Arbeitsauslastungsgrad und das mittlere Alter des Kapitalstocks, nicht berücksichtigt werden konnten. Die Schätzung von Gleichung (5) mit dem Cochrane-Orcutt-Verfahren, die ebenfalls in Tabelle 2 wiedergegeben ist, zeigt, dass die Zufallskomponente der Gleichung nicht richtig spezifiziert war. Um Probleme mit autokorrelierten Residuen bei der Prognose möglichst zu vermeiden, wurden die ersten Differenzen der Variablen eingeführt. Bezeichnet man mit  $\Delta x = x(t) - x(t-1)$  die erste Differenz einer Variablen  $x$ , so lässt sich Gleichung (5)

$$(6) \quad \Delta \ln(y/x) = [\ln(\varepsilon_2) - \ln(\varepsilon_1)] \Delta d_2 + \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) \Delta(td_2) + \nu_1 \Delta \ln(n/x) + (\nu_2 - \nu_1) \Delta(\ln(n/x)d_2)$$

schreiben.

Die Schätzergebnisse von Gleichung (6) sind ebenfalls in Tabelle 2 wiedergegeben. Die Autokorrelation ist behoben, und die geschätzten Koeffizienten unterscheiden sich kaum von Gleichung (5). Allerdings bleiben die beiden Koeffizienten für die Veränderung des Effizienzparameters und die Veränderung der Produktionselastizität in bezug auf die Arbeit in der zweiten Teilperiode statistisch nicht signifikant. Deshalb wurde wahlweise einer dieser Koeffizienten gleich Null gesetzt, nämlich in der Gleichung

$$(6)' \quad \nu_2 - \nu_1 = 0$$

und in der Gleichung

$$(6)'' \quad \ln(\varepsilon_2) - \ln(\varepsilon_1) = 0.$$

Die Ergebnisse finden sich in der Tabelle 2. Leider ist in diesen beiden Schätzungen weiterhin je ein Koeffizient statistisch nicht signifikant, wengleich weniger ausgeprägt als in Gleichung (6). Die Ergebnisse für die drei Varianten von Gleichung (6) deuten darauf hin, dass die Hypothese, die Produktionselastizität in bezug auf die Arbeit habe sich in der zweiten Teilperiode verändert, nicht verworfen werden kann.

Schliesslich kann festgehalten werden, dass für die Teilperiode von 1950–1974 betrachtet die Hicks-neutrale Fortschrittsrate ( $\alpha_1$ ) bei rund 2,4% pro Jahr und die Produktionselastizität in bezug auf den Faktor Arbeit ( $\nu_1$ ) bei rund 71% liegen.<sup>6</sup>

### 3.2 Die CES-Produktionsfunktion

Die CES-Produktionsfunktion (CES = constant elasticity of substitution) ist eine allgemeinere Form der Produktionsfunktion, welche die Cobb-Douglas-Funktion als Spezialfall einschliesst. Mit den im Abschnitt 3.1 verwendeten Bezeichnungen lautet die CES-Produktionsfunktion

$$(7) \quad y = \varepsilon \cdot e^{\alpha \cdot t} [(1-\nu) \cdot x^{-\rho} + \nu \cdot n^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}}$$

**Tabelle 3: Nichtlineare Schätzung der CES-Produktionsfunktion**

Koeffizienten	Gl. (9)
$\alpha_1$	0,24E-01 (8,23)
$\alpha_2$	0,27E-02 (0,59)
$\nu_1$	0,75 (12,84)
$\nu_2$	0,67 (6,42)
$\varrho_1$	0,23E-04 (4,85)
$\varrho_2$	0,86E-04 (6,48)
Periode	51–84
R <sup>2</sup>	0,8970
D.W.	1,8509
S	0,101E-01
Methode	NL

Werte in Klammern sind t-Werte

R<sup>2</sup>: Korrigiertes Bestimmtheitsmass

D.W.: Durbin-Watson-Statistik

S: Standardfehler der Regression

NL: Nichtlineare Schätzung

<sup>6</sup> Im Falle der Cobb-Douglas-Funktion und unter vollkommener Konkurrenz ist bekanntlich die Produktionselastizität in bezug auf die Arbeit gleich dem Anteil des Arbeitseinkommens am Gesamteinkommen. Der durchschnittliche Wert dieses Anteils gemäss Nationaler Buchhaltung ist ungefähr 71%.

wobei  $\rho$  ( $-1 \leq \rho \leq \infty$ ) als Substitutionsparameter und  $\nu$  als Verteilungsparameter bezeichnet werden. In der vorliegenden CES-Funktion verdoppelt sich die Produktion ebenfalls, wenn die beiden Faktoren Arbeit und Kapital verdoppelt werden. Der wichtigste Unterschied zur Cobb-Douglas-Funktion liegt in den Werten, die die Substitutionselastizität ( $\sigma$ ) annehmen kann. Die Substitutionselastizität gibt an, um wieviel sich bei gegebener Produktionshöhe das Arbeit-zu-Kapital-Verhältnis ändert, wenn das Verhältnis von Arbeitskosten zu Kapitalkosten ändert. Im Falle der Cobb-Douglas-Funktion ist die Substitutionselastizität gleich Eins, im Falle der CES-Funktion gleich

$$(8) \quad \sigma = 1/(1+\rho).$$

Falls die Schätzung für  $\rho$  den Wert Null ergibt, reduziert sich die CES-Funktion zur Cobb-Douglas-Funktion. Wie in Abschnitt 3.1 wurde die Periode 1950–1984 in zwei Teilperioden unter-

teilt und für jede eine eigene CES-Funktion unterstellt. Logarithmiert man (7) und bildet die ersten Differenzen, dann folgt mit den oben erwähnten Dummy-Variablen  $d_1$  und  $d_2$  Gleichung (9):

$$(9) \quad \Delta \ln(y) = [\alpha_1 - \ln(z_1)/\rho_1]d_1 + [\alpha_2 - \ln(z_2)/\rho_2]d_2$$

$$\text{mit } z_i = \frac{(1-\nu_i) \cdot x^{-\rho_i} + \nu_i \cdot n^{-\rho_i}}{(1-\nu_i) \cdot x(-1)^{-\rho_i} + \nu_i \cdot n(-1)^{-\rho_i}}, \quad i=1,2.$$

Die nicht-lineare Schätzung von Gleichung (9) findet sich in Tabelle 3. Alle Koeffizienten bis auf die zweite technische Fortschrittsrate ( $\alpha_2$ ) sind statistisch signifikant. Ein Vergleich der technischen Fortschrittsraten ( $\alpha_1, \alpha_2$ ) und der Verteilungsparameter in bezug auf den Faktor Arbeit ( $\nu_1, \nu_2$ ) mit jenen in Tabelle 2 zeigt, dass die geschätzten Koeffizienten konsistent sind. Zudem sind die Substitutionsparameter ( $\rho_1, \rho_2$ ) für die beiden Teilperioden 1951–1974 und 1975–1984 hinreichend nahe bei Null, so dass in der Tat die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion als Näherung für die volkswirtschaftliche Produktionsfunktion angesehen werden kann.

**Tabelle 4: Schätzung der jährlichen Arbeitsstunden in Abhängigkeit eines Zeittrends und der Arbeitslosenquote**

Koeffizienten	Varianten von Gl. (10)		
	1	2	3
$a_0$	1,92 (198,00)	1,92 (286,13)	1,93 (150,26)
$a_1$	-0,13E-01 (-4,00)	-0,27E-01 (-5,08)	-0,33E-01 (-1,64)
$a_2$	0,15E-02 (4,83)	0,51E-02 (4,05)	0,73E-02 (1,03)
$a_3$	-	-0,25E-03 (-2,85)	-0,53E-03 (-0,58)
$a_4$	-	-	(0,11E-04 (0,31)
$a_5$	-0,79 (-8,86)	-6,70 (-6,75)	-6,38 (-4,26)
Periode	75–84	75–84	75–84
R <sup>2</sup>	0,90	0,96	0,94
D.W.	2,5	3,3	3,2
S	0,48E-02	0,32E-02	0,35E-02
Methode	OLS	OLS	OLS

Werte in Klammern sind t-Werte

R<sup>2</sup>: Korrigiertes Bestimmtheitsmass

D.W.: Durbin-Watson-Statistik

S: Standardfehler der Regression

OLS: Kleinst-Quadrat-Schätzung

CORC: Cochrane-Orcutt-Schätzung  
(rho = 0,8796)

### 3.3 Prognosen

Da die Cobb-Douglas-Form der Produktionsfunktion durch die Schätzung der allgemeineren CES-Funktion bestätigt wurde, liegen der Prognose der potentiellen Produktion die Gleichungen (6)–(6)“ zugrunde, wobei der tatsächliche durch den potentiellen Faktoreinsatz ersetzt wurde. Die Berechnung der potentiellen Faktoreinsätze wurde folgendermassen durchgeführt. Erstens entspricht die gewählte potentielle Wachstumsrate des Kapitals der durchschnittlichen Veränderungsrate des Kapitalstocks in den Jahre 1980–1984. Andere mögliche Verfahren (z.B. ein ARIMA-Prozess) würden das Ergebnis kaum beeinflussen, weil der Kapitalstock eine stark trendbehaftete Zeitreihe ist. Der Kapitalauslastungsgrad wird für diese Berechnung konstant gehalten. Da hier nur die Wachstumsraten der Produktionsfaktoren für die Prognose verwendet werden, spielt es keine Rolle, ob er gleich Eins gesetzt wird. Zweitens wurden zur Bestimmung



des Trendwachstums der Arbeitsstunden drei verschiedene Methoden angewendet, die eine untere Grenze, einen «wahrscheinlichsten» Wert und eine obere Grenze des Wachstums des potentiellen Bruttoinlandproduktes bestimmen.

Gemäss der ersten Methode wurde die Entwicklung der potentiellen Arbeitsstunden für die nächsten Jahre – wie für den Kapitalstock – als Fünf-Jahres-Mittel der Veränderungsraten 1980–1984 der geleisteten Arbeitsstunden berechnet. Dieser Trend, der für die erste Hälfte der achtziger Jahre leicht negativ ist (–0,2%), wurde mit der durchschnittlichen jährlichen Veränderung der Arbeitslosenquote korrigiert. Daraus ergibt sich eine *untere Grenze* für das potentielle Produktionswachstum.

Die zweite angewandte Methode bezieht sich auf die Arbeitsstunden bei Vollbeschäftigung. Dabei wird implizit berücksichtigt, dass die Erwerbsquote und die jährlichen Arbeitsstunden pro Beschäftigten bei tieferer Arbeitslosenquote höher sind. Zuerst wurden in Gleichung (10) die geleisteten Arbeitsstunden in Abhängigkeit eines nicht-linearen Zeittrends und der Arbeitslosenquote ( $u$ ) geschätzt.

$$(10) \ln(n) = a_0 + a_1t + a_2t^2 + a_3t^3 + a_4t^4 + a_5 u.$$

Die Ergebnisse von drei Varianten für die Form des Zeittrends in Gleichung (10) sind in Tabelle 4 dargestellt. Das beste Ergebnis gemäss dem korrigierten Bestimmtheitsmass ( $R^2$ ) ergibt Variante 2, in der die Zeitvariable  $t$  in den ersten drei Potenzen auftritt. Ein dementsprechendes Ergebnis erhält Artus (1977) für acht industrialisierte Länder. Um die Vollbeschäftigungs-Arbeitsstunden berechnen zu können, muss die strukturelle und friktionelle Komponente der Arbeitslosenquote bekannt sein. In erster Näherung wurde die entsprechende Quote ( $\bar{u}$ ) gleich der Arbeitslosenquote der Jahre 1980 und 1981 gesetzt, da für diese Jahre angenommen werden kann, dass die Volkswirtschaft vollbeschäftigt war, d.h.  $\bar{u} = 0,2\%$ . Setzt man diesen Wert in Gleichung (10) ein, so erhält man eine Schätzung für die Arbeitsstunden bei Vollbeschäftigung ( $n_t$ )<sup>7</sup>. Subtrahiert man von der so erhaltenen Gleichung für  $n_t$  die Gleichung (10), so ergeben sich die Arbeitsstunden bei Vollbeschäftigung wie folgt:

$$(11) \ln(n_t) = \ln(n) + a_5(\bar{u}-u).$$

Schliesslich wird die Wachstumsrate der Vollbeschäftigungs-Arbeitsstunden als Fünf-Jahres-Mittel der durch Gleichung (11) bestimmten Werte berechnet. Das Ergebnis dieser zweiten Methode wird in Tabelle 5 als die «wahrscheinlichste» Schätzung für die Wachstumsrate des potentiellen Bruttoinlandproduktes bezeichnet.

Die dritte Methode gründet auf einer Regression der Arbeitsstunden je erwerbsfähige Person in bezug auf Zeittrend und Arbeitslosenquote. Die Arbeitslosenquote wurde hier als Verhältnis von Arbeitslosen je erwerbsfähige Person definiert. Als Mass für die Zahl der Erwerbsfähigen wurde die wirtschaftlich relevante Bevölkerung der Schweiz im Alter zwischen 20 und 64 Jahren gewählt. Der Trend der erwerbsfähigen Bevölkerung ist in der ersten Hälfte der achtziger Jahre im Gegensatz zu den beobachteten Arbeitsstunden positiv und beträgt rund 1,0% pro Jahr. Verwendet man wie in Gleichung (11) die entsprechende strukturelle und friktionelle Arbeitslosenquote, so können die Vollbeschäftigungs-Arbeitsstunden als festes Verhältnis der Erwerbsfähigen bestimmt werden, da der Einfluss des geschätzten Zeittrends praktisch Null ist. Die

**Tabelle 5: Prognosen der jährlichen Wachstumsraten des potentiellen Bruttoinlandproduktes in Prozent**

Gleichung	Untere Grenze	«Wahrscheinlichste» Wachstumsrate	Obere Grenze
(6)	1,23	1,74	2,04
(6)'	1,25	1,80	2,11
(6)''	1,25	1,78	2,08

Die untere Grenze des Potentialwachstums wurde aufgrund des Trendwachstums der beobachteten Arbeitsstunden sowie der durchschnittlichen Veränderung der Arbeitslosenquote ermittelt. Die «wahrscheinlichste» Wachstumsrate ergibt sich aufgrund des Trendwachstums der geschätzten Vollbeschäftigungs-Arbeitsstunden, die obere Grenze aufgrund des Trendwachstums der erwerbsfähigen Bevölkerung.

<sup>7</sup> Da schliesslich nur die Prognosen aufgrund von Gleichung (6) und nicht von Gleichung (5) verwendet werden, spielt es keine Rolle, welchen Wert man für die strukturelle Arbeitslosenquote unterstellt, weil durch die Differenzenbildung diese konstante Grösse wegfällt.

Wachstumsrate der Vollbeschäftigungs-Arbeitsstunden ist damit gleich jener der Erwerbsfähigen. Das Ergebnis der Regression für die Jahre 1977–1984 deutet darauf hin, dass der rückläufige Trend der geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbsfähiger ungefähr durch den positiven Trend der Erwerbsquote bei Vollbeschäftigung ausgeglichen wurde. Das Resultat der dritten Methode wird in Tabelle 5 als die *obere Grenze* für die Wachstumsrate des potentiellen Bruttoinlandproduktes bezeichnet. Dabei wird implizit unterstellt, dass die ausländische Erwerbsbevölkerung ungefähr im gleichen Ausmass zunehmen wird wie in den späten siebziger Jahren und der ersten Hälfte der achtziger Jahre.

## Zusammenfassung

Einen ersten Anhaltspunkt über das Potentialwachstum erhält man aus der Steigung der Trendlinie, die das beobachtete Produktionsvolumen in den beiden letzten konjunkturellen Höhepunkten miteinander verbindet. Aufgrund dieses sogenannten «trend through peak»-Verfahrens beträgt das jährliche Potentialwachstum in der Schweiz für die nächsten Jahre 1,6%.

Beim zweiten Trendverfahren wurden als Stützpunkte für die Trendlinie die Werte des realen Bruttoinlandproduktes in den Jahren 1976 und 1985 gewählt. Die Wahl der Stützpunkte nimmt Rücksicht auf den in der Mitte der siebziger Jahre erfolgten Strukturbruch und den Auslastungsgrad des Faktors Arbeit. Die auf diese Weise ermittelte jährliche Wachstumsrate der potentiellen Produktion beläuft sich auf 1,8%.

Die dritte Methode zur Ermittlung des Potentialwachstums gründet auf der Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion. Dem Strukturbruch in der Rezession von 1975/76 wurde dadurch Rechnung getragen, dass die Parameter der Produktionsfunktion für die Jahre 1950–1974 und 1975–1984 getrennt geschätzt wurden. Für die Prognose des Potentialwachstums dient einerseits das Fünf-Jahres-Mittel der Wachstumsrate des Kapitalstocks und andererseits drei verschiedene Methoden zur Bestimmung der potentiellen Arbeitsstunden. Die «wahrscheinlichste» Zuwachsrate der poten-

tiellen Produktion in den nächsten Jahren liegt bei 1,7%–1,8%.

## Anhang

### 1. Beschreibung der Daten

- k: Kapitalstock. Zusammengesetzt aus den realen Ausrüstungsinvestitionen (jährliche Abschreibungsrate 10%) und den realen Bauinvestitionen (jährliche Abschreibungsrate 2%). Daten aus Nationaler Buchhaltung. Als Startwerte für den Kapitalstock im Jahre 1948 wurden für die Ausrüstungsinvestitionen 21 000 Mio. Fr. und für die Bauinvestitionen 114 209 Mio. Fr. zu Preisen von 1970 eingesetzt (vgl. Zorinnejadan [1983]).
- $k_t$ : Kapitalauslastungsgrad. Für die Jahre 1967–1984: Kapitalauslastungsgrad der Industrie gemäss Erhebungen der Konjunkturforschungsstelle an der ETH (KOF). Für die Jahre 1948–1967: Beschäftigungsgrad in der Industrie gemäss BIGA ( $k^*$ ), verkettet mit obiger Reihe ( $k_t = k^* 0,6725$ ).
- n: Jährlich geleistete Arbeitsstunden. Für die Jahre 1960–1984: Berechnet aus Anzahl Erwerbstätigen, Wochenarbeitszeit und bewilligten Überzeitstunden nach Büttler, Frei und Schips (1986). Für die Jahre 1950–1959: Anzahl Beschäftigte als festes Verhältnis (0,9005) der Wohnbevölkerung; wöchentliche Arbeitszeit und Überzeit gemäss BIGA. Beide Reihen sind verkettet.
- u: Arbeitslosenquote. Quotient aus der Zahl der Ganzarbeitslosen und der Zahl der Erwerbstätigen. Quelle: BIGA.
- y: Reales Bruttoinlandprodukt. Quelle: Nationale Buchhaltung.

## 2. Daten

**Tabelle 6: Entwicklung der Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit sowie des realen Bruttoinlandprodukts in der Schweiz, 1950–1984**

Jahr	Kapitalstock k In Mio. Fr.	Kapitalauslastungsgrad $k_1$ in %	Jährlich geleistete Arbeitsstunden n in Mrd.	Arbeitslosenquote u, in %	Reales Bruttoinlandprodukt in Mio. Fr.
1950	138 379	79,5289	5,68800		36 410
1951	140 285	91,6348	5,76980		39 360
1952	143 532	81,8828	5,82330		39 685
1953	146 846	83,7324	5,89890		41 090
1954	150 670	86,5907	5,96430		43 390
1955	155 274	88,9446	6,03110		46 320
1956	160 570	92,1392	6,09440		49 390
1957	166 967	92,6436	6,11290		51 355
1958	173 675	78,6882	6,08330		50 255
1959	178 916	84,7412	6,10730		53 430
1960	185 707	94,6613	6,09540		57 165
1961	193 980	96,0064	6,30940		61 800
1962	204 232	95,1657	6,52260		64 760
1963	215 790	94,1569	6,59820		67 920
1964	228 206	93,8206	6,68400		71 490
1965	241 724	89,6172	6,60530		73 765
1966	254 168	88,1039	6,57180		75 580
1967	265 958	85,7500	6,57470		77 890
1968	277 335	86,2500	6,62160		80 685
1969	288 934	87,7500	6,74540		85 230
1970	301 394	89,0000	6,85880		90 665
1971	315 448	86,1525	6,96320		94 360
1972	331 409	86,3075	7,02640		97 380
1973	348 106	83,0400	7,05380		10 035
1974	365 007	86,2275	7,01710		10 181
1975	380 047	76,9325	6,57930	0,326	94 395
1976	390 700	78,2075	6,36060	0,684	93 070
1977	398 503	79,6775	6,40000	0,395	95 335
1978	406 544	79,6100	6,46440	0,341	95 725
1979	415 794	82,6000	6,45770	0,333	98 110
1980	425 991	86,9000	6,58110	0,197	102 625
1981	438 347	84,6775	6,65290	0,183	104 115
1982	450 935	79,7025	6,58190	0,414	102 940
1983	462 372	80,1250	6,43000	0,834	103 635
1984	474 639	83,0575	6,39040	1,020	105 760

## Literatur

- Artus, J.R., (1977). Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries. *IMF Staff Papers*, Bd. 24, S. 1–35.
- Béguellin, J.-P., (1983). Indicateurs globaux de la conjoncture suisse. *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft der SNB, No. 1, S. 40–52.
- Büttler, H.J., G. Fref und B. Schips (1986). *Estimation of Dis-*

*equilibrium Models*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems 279.

- Christiano, L.J., (1981). A Survey of Measures of Capacity Utilization. *IMF Staff Papers*, Bd. 28, S. 144–198.
- OECD, (1985). *Etudes économiques 1985/86. Suisse*. Dezember 1985.
- Zorinnejadan M., (1983). Construction d'une série de stock de capital pour la Suisse (1948–1981), mimeo, Département d'Economie politique, Université de Genève.