

Entwicklung der potentiellen Produktion in der Schweiz

Barbara Lüscher und Eveline Ruoss*

Einleitung

Ein wesentliches Ziel der Wirtschaftspolitik besteht darin, Rahmenbedingungen zu schaffen, die ein nichtinflationäres, nachhaltiges Wachstum des Sozialprodukts fördern. Die Erfahrung zeigt allerdings, dass das Wachstum nicht regelmässig ist, sondern ein zyklisches Muster aufweist. In Phasen überdurchschnittlichen Wachstums pflegt sich der Preisauftrieb zu beschleunigen, während in Rezessionsphasen die Produktionsfaktoren schlecht ausgelastet sind und die Arbeitslosigkeit steigt.

Die zyklischen Schwankungen sind ein wichtiges Problem. Für viele Fragestellungen interessiert jedoch weniger das zyklische Muster als die längerfristige Trendentwicklung des Sozialprodukts. Genauer: Man möchte wissen, wie rasch die gesamtwirtschaftliche Produktion über eine längere Zeit bei konstanter Teuerungsrate steigen kann. Dieses stabilitätskonforme Wachstum wird als Wachstum des Produktionspotentials bezeichnet. Das potentielle Bruttoinlandprodukt (BIP) lässt sich als die Menge von Gütern und Dienstleistungen definieren, die eine Volkswirtschaft produzieren kann, wenn ihre Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital so ausgelastet sind, dass keine Teuerungsveränderungen ausgelöst werden. Dieser Beanspruchungsgrad der Produktionsfaktoren wird als Vollbeschäftigung bzw. Vollauslastung bezeichnet. Gemeint ist also nicht eine maximale, sondern eine inflationsstabile Beschäftigung bzw. Auslastung.

Die Nationalbank interessiert sich vor allem deshalb für das potentielle BIP, weil ihre Geldpolitik mittelfristig angelegt ist. Die Höhe des Potentialwachstums zeigt, wie stark das Geldangebot (unter der Annahme einer gut prognostizierbaren Umlaufgeschwindigkeit des Geldes) mittelfristig

ausgedehnt werden muss, um die gesamtwirtschaftliche Nachfrage im Einklang mit dem gesamtwirtschaftlichen Angebot wachsen zu lassen und damit Preisstabilität zu gewährleisten. Gestützt auf solche Überlegungen hat die Nationalbank für den Zeitraum 1995–1999 einen Wachstumspfad für die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge festgelegt, der ein jährliches Wachstum dieses Aggregats von durchschnittlich 1% pro Jahr vorsieht.

Das potentielle BIP ist nicht direkt beobachtbar und muss deshalb geschätzt werden. Die Nationalbank stützte sich bisher vor allem auf eine im Jahre 1987 publizierte Studie von Büttler, Ettlin und Ruoss («Empirische Schätzung des Wachstums der potentiellen Produktion in der Schweiz», Geld, Währung und Konjunktur, S. 61–71), deren Hauptszenario ein geschätztes Wachstum des potentiellen BIP von knapp 2% ergab. Änderungen bei den Inputfaktoren und der Produktionstechnologie führen indessen dazu, dass das Wachstum des Produktionspotentials regelmässig neu geschätzt werden muss. Der Hauptzweck dieser Studie besteht darin, neue Resultate zur Entwicklung des schweizerischen Potentialwachstums vorzulegen.

Die Studie ist in grossen Zügen gleich aufgebaut wie jene von 1987. Zuerst wird die Entwicklung der potentiellen Produktion anhand der Trendentwicklung des realen BIP dargestellt. Dann schätzen wir eine gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion mit einem multivariaten Kointegrationsansatz. Diese Methode, die sich für die Modellierung langfristiger Zusammenhänge besonders eignet, hat seit Ende der achtziger Jahre breite Verwendung gefunden. Im Anschluss an die multivariate Analyse schätzen wir die Produktionsfunktion mit einem Einzelgleichungsmodell und knüpfen damit an die Untersuchung von Büttler et al. (1987) an. Für die Simulation der potentiellen Produktion verwenden wir die mit der Kointegrationsanalyse ermittelte Produktionsfunktion.

* Ressort Volkswirtschaftliche Studien, Schweizerische Nationalbank

Die Schätzung erfolgt mit Quartalsdaten. Solche Daten sind für das BIP und für die Berechnung der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital ab 1967 verfügbar. Die Schätzperiode beginnt allerdings erst im dritten Quartal 1975. Dadurch verkürzen wir zwar den Beobachtungszeitraum, können dafür aber die mit dem Trendbruch von 1974/75 verbundenen Schätzprobleme umgehen. Im Unterschied zur vorliegenden Studie schätzten Büttler et al. (1987) die Produktionsfunktion mit Jahresdaten über den Zeitraum von 1948 bis 1984. Mangels einer genügenden Anzahl Beobachtungen konnten sie auf die Beobachtungen vor dem Trendbruch von 1974/75 damals nicht verzichten.

Die verschiedenen Methoden, die wir zur Ermittlung der Produktionsfunktion einsetzen, führen im grossen ganzen zu ähnlichen Ergebnissen. Die ex-post Simulation der geschätzten Produktionsfunktion deutet darauf hin, dass das potentielle BIP der Schweiz zwischen 1990 und 1995 jährlich um 1,7% zunahm. Es wuchs damit etwas langsamer als in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre. Hingegen liegt sein Wachstum deutlich über jenem des effektiven BIP. Daraus ergibt sich eine Produktionslücke von gegenwärtig rund 4%.

Für die nächsten fünf Jahre rechnen wir mit einem Wachstum des potentiellen BIP von wiederum 1,7% pro Jahr. Dieses Ergebnis, das wir für das wahrscheinlichste halten, ergibt sich aus einer ex-ante Simulation der geschätzten Produktionsfunktion, welche von der Annahme ausgeht, dass die Produktionsfaktoren ungefähr im gleichen Rhythmus zunehmen werden wie in der ersten Hälfte der neunziger Jahre. Wir haben ausserdem zwei Alternativszenarien simuliert. Im einen Fall wird angenommen, dass die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter in den nächsten Jahren leicht zurückgeht, wie dies in einem der Bevölkerungsszenarien des Bundesamtes für Statistik aus dem Jahre 1992 unterstellt wird. Daraus resultiert ein Wachstum des potentiellen BIP von 1,4% pro Jahr. Im anderen Fall unterstellen wir, dass das Wachstum des Kapitaleinsatzes in den nächsten fünf Jahren gleich stark sein wird wie in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre. Daraus ergibt sich ein Wachstum des potentiellen BIP von 2,2% pro Jahr.

1. Trendverfahren

Trendverfahren zur Schätzung des Produktionspotentials basieren auf der Überlegung, dass sich das effektive BIP längerfristig nicht immer weiter vom potentiellen BIP entfernen kann. Aufgrund der Trendentwicklung des realen BIP lässt sich deshalb auf die Entwicklung des nicht beobachtbaren Produktionspotentials schliessen.

Grafik 1 zeigt den Verlauf des vierteljährlichen realen BIP und dessen Trendentwicklung von 1967–1995. Es werden drei Trends unterschieden: ein log-linearer, ein flexibler (Hodrick-Prescott) und ein spitzenbasierter Trend. Die Werte auf der y-Achse sind logarithmiert, so dass eine konstante Steigung eine konstante Wachstumsrate ausdrückt. Auffallend ist zunächst, dass das reale BIP seit der Rezession von 1974/75 deutlich schwächer wächst als zuvor. Dieser Trendbruch ist in den meisten westlichen Industrieländern zu beobachten. Zeitlich fällt er ungefähr mit dem ersten Erdölschock vom Herbst 1974 zusammen. Seine Ursachen sind indessen komplexer und bilden, ohne dass eindeutige Gründe isoliert werden konnten, den Gegenstand zahlreicher Untersuchungen.¹

Die erste der drei Teilgrafiken zeigt das vierteljährliche reale BIP zusammen mit zwei log-linearen Trendlinien. Die Unterteilung in zwei Subperioden drängt sich aufgrund des Trendbruchs auf. Das jährliche Trendwachstum des BIP betrug 4,6% zwischen 1967–1974 und 1,7% zwischen 1975–1995. Es war in der zweiten Periode damit weniger als halb so hoch wie in der ersten.

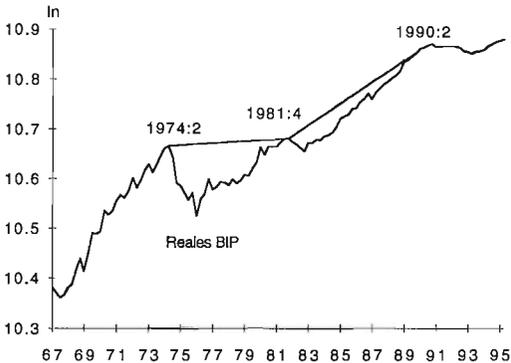
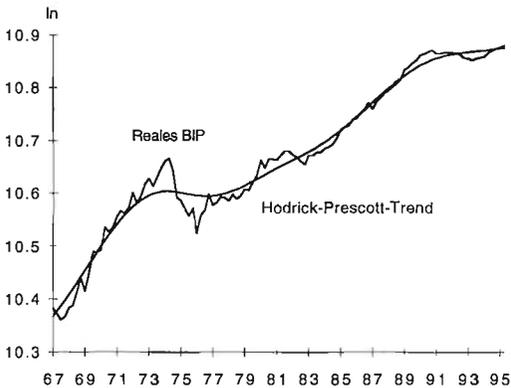
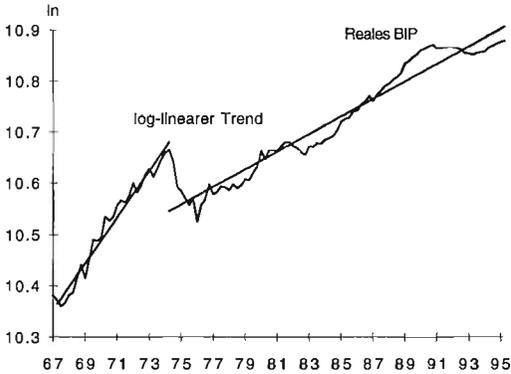
Die zweite Teilgrafik bildet das vierteljährliche reale BIP zusammen mit einem flexiblen Trend, der mit dem Hodrick-Prescott-Filter (1980) berechnet wurde, ab.² Der Parameter λ , der die Glätte des Trends bestimmt, kann unterschiedliche Werte annehmen. In unserem Fall wurde er

¹ Vgl. z.B. Romer (1987) und IMF (1990).

² Der Hodrick-Prescott-Filter minimiert einen gewichteten Durchschnitt zwischen dem effektiven Output und dem Trendoutput sowie der Veränderungsrate des Trendoutputs. Je kleiner λ gewählt wird, desto enger folgt die Trendlinie dem effektiven Output. Mit $\lambda \rightarrow \infty$ konvergiert der Hodrick-Prescott-Trend gegen den log-linearen Trend.

auf 1600, den für Quartalsdaten üblicherweise verwendeten Wert, gesetzt. Der flexible Trend lässt zu, dass das Potentialwachstum sich mittelfristig ändern kann. Das jährliche Potential-

Grafik 1: Reales BIP und Trendentwicklung



In: natürlicher Logarithmus

wachstum betrug von 1975–1995 demnach durchschnittlich 1,4%. Nach der starken Verlangsamung in den Jahren unmittelbar nach dem Einbruch von 1974/75 zieht das Trendwachstum ab 1984 wieder an, bevor es in der Stagnationsphase der neunziger Jahre erneut abflacht. Die Abflachung des Trends in den neunziger Jahren dürfte allerdings überzeichnet sein. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der symmetrisch konstruierte Filter am aktuellen Rand die Einflüsse der jüngsten Entwicklung übermäßig gewichtet.

Die dritte Teilgrafik zeigt den spitzenbasierten Trend (trend-through-peak) des realen BIP. Das Verfahren gründet auf der Vorstellung, dass die Produktionsfaktoren in den Jahren, welche konjunkturelle Höhepunkte darstellen, maximal und damit gleich stark ausgelastet sind. In diesem Fall entspricht das Wachstum des realen BIP zwischen zwei konjunkturellen Höhepunkten dem Zuwachs des Produktionspotentials. Die zwei abgebildeten Trendlinien verbinden drei konjunkturelle Höhepunkte (2. Quartal 1974, 4. Quartal 1981 und 2. Quartal 1990). Die erste Trendlinie entspricht einem Potentialwachstum von 0,5%. Dieses schwache Wachstum ergibt sich daraus, dass das spitzenbasierte Trendverfahren Strukturbrüchen, wie jenem von 1974/75 nicht Rechnung trägt. Da die durch den Erdölchock und die Strukturkrise verursachte Vernichtung von Kapital sowie die Rückwanderung ausländischer Arbeitskräfte unberücksichtigt bleiben, wird das Produktionspotential im Ausgangspunkt zu hoch und dessen Wachstum von 1974 bis 1981 zu tief eingeschätzt. Von 1981 bis 1990 erhöht sich das Trendwachstum auf 2,1%. Diesmal dürfte das Potentialwachstum etwas überschätzt werden, da die Kapazitätsauslastung in der Industrie Ende 1990 höher lag als 1981. Ein Nachteil des spitzenbasierten Trends ist, dass er erst in größeren zeitlichen Abständen, d.h. bei Vorliegen eines neuen konjunkturellen Höhepunkts, festgelegt werden kann. In der Studie von 1987 wurde das Jahr 1986 als vorläufig letzter konjunktureller Höhepunkt angenommen.³ Rückblickend zeigt sich, dass der konjunkturelle Höhepunkt erst

³ Dabei wurde darauf aufmerksam gemacht, dass das Trendwachstum unterschätzt wird, da die Arbeitslosenquote 1986 deutlich höher liegt als 1981, vgl. Büttler et al. (1987), S. 62

1990 erreicht wurde und das Trendwachstum um einen halben Prozentpunkt höher lag.

2. Gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion

Die drei Trendverfahren bestehen durch ihre Einfachheit, haben aber den Nachteil, dass sie nichts über die Bestimmungsgründe des Potentialwachstums aussagen. Diese Informationen lassen sich durch die Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion gewinnen. Eine Produktionsfunktion $Y=f(K, L, T)$ gibt den langfristigen produktionstechnischen Zusammenhang zwischen der Produktion (Y), den Produktionsfaktoren Kapital (K) und Arbeit (L) und dem Stand der Technologie (T) wieder. Der funktionale Zusammenhang kann verschiedene Formen annehmen. In Anlehnung an die Untersuchung von Büttler et al. (1987) wählen wir eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Sie lässt sich als

$$y = a + \gamma \cdot T + \theta_k \cdot k + \theta_l \cdot l \quad (1)$$

schreiben, wobei alle kleinen (lateinischen) Buchstaben logarithmierte Grössen ausdrücken.

Die Variable y bezeichnet das vierteljährliche reale BIP. Die Variable k misst den mit dem Auslastungsgrad gewichteten Kapitalbestand, der sich aus dem Bestand an Ausrüstungsgütern und Bauten zusammensetzt. Im Unterschied zu Büttler et al. (1987) klammern wir den Wohnungsbau aus, da er nicht unmittelbar produktiven Zwecken dient (dementsprechend ist das BIP um die Mietausgaben bereinigt). Als Mass für den Auslastungsgrad verwenden wir die von der KOF/ETH erhobene technische Kapazitätsauslastung in der Industrie. Die Variable l bezeichnet die Zahl der geleisteten Arbeitsstunden. Sie entspricht der Zahl der Erwerbstätigen multipliziert mit der durchschnittlich geleisteten Anzahl Stunden. Eine detaillierte Beschreibung der Variablen kann dem Anhang entnommen werden.

Die Koeffizienten θ_k und θ_l sind die partiellen Produktionselastizitäten der Faktoren Kapital und

Arbeit. Der Parameter a und die Zeitvariable T können als Niveau bzw. Wachstum der Gesamtfaktorproduktivität interpretiert werden. Sie fangen alle Einflussgrössen auf, welche die Effizienz des Produktionsprozesses beeinflussen. Dazu gehören der Stand der Technologie bzw. der technische Fortschritt und Faktoren wie der Ausbau der staatlichen Infrastruktur, organisatorische Verbesserungen oder der steigende Ausbildungsstand der Bevölkerung.

Während die Vorzeichen der Parameter in Gleichung (1) gemäss der ökonomischen Theorie eindeutig bestimmt sind (θ_k, θ_l und $\gamma \geq 0$), bestehen bezüglich der Grössenordnung und insbesondere der Summe der Produktionselastizitäten keine klaren Vorstellungen. Im Gegensatz zur Untersuchung von Büttler et al. (1987) unterstellen wir keine konstanten Skalenerträge. Gleich wie Coe und Moghadam (1993) restringieren wir die Summe der Produktionselastizitäten weder auf 1, noch setzen wir sie den relativen Einkommensanteilen gleich. Die Annahme konstanter Skalenerträge wird insbesondere von der neuen Wachstumstheorie in Frage gestellt.

Die in Gleichung (1) dargestellte gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion widerspiegelt die Vorstellung, dass die langfristige Entwicklung der Produktion mit jener des Kapital- und Arbeitseinsatzes (sowie des technischen Fortschritts) in einer engen Beziehung steht. Wir werden zeigen, dass die in die Produktionsfunktion eingehenden Variablen y , k und l integriert vom Grade 1, d.h. $I(1)$ sind. Wir postulieren dann, dass das stochastische Trendverhalten dieser drei $I(1)$ -Variablen nicht linear unabhängig ist. In diesem Fall existiert eine Linearkombination der $I(1)$ -Variablen, welche einen stationären Prozess generiert. Diese spezielle Linearkombination wird als kointegrierender Vektor bezeichnet, der den gesuchten langfristigen Zusammenhang in der Produktionsfunktion widerspiegelt.⁴

Falls genau eine lineare Langfristbeziehung zwischen kointegrierten $I(1)$ -Variablen vorliegt, kann diese als Einzelgleichung mit dem traditionellen OLS-Verfahren effizient geschätzt werden. Falls mehr als eine lineare Langfristbeziehung vorliegt, ist eine OLS-Schätzung ineffizient, da sie die weiteren Langfristbeziehungen ignoriert. Ausser-

⁴ Das Konzept der Kointegration wurde von Granger (1981) definiert und von Engle und Granger (1987) erstmals umfassend abgehandelt.

dem gilt, dass ein Einzelgleichungsansatz gegenüber einem multivariaten Schätzansatz ineffizient ist, wenn die Variablen Kapital und Arbeit bezüglich der gesamtwirtschaftlichen Produktion nicht schwach exogen sind.⁵ Um diesen Effizienzverlust zu vermeiden und die Möglichkeit von zwei unabhängigen Kointegrationsbeziehungen überprüfen zu können, folgen wir der von Johansen (1988) popularisierten multivariaten Kointegrationsmethode, bei der alle stochastischen Modellvariablen endogenisiert werden. Dasselbe Schätzverfahren wurde auch von Coe und Moghadam (1993) für die Analyse des potentiellen Wachstums in Frankreich benutzt.

Der für die Schätzung der langfristigen Kointegrationsbeziehungen verwendete Ansatz von Johansen geht von einem VAR-Modell aus, das durch Reparametrisierung in die folgende Fehlerkorrektur-Darstellung überführt werden kann:

$$\begin{aligned}
 \Delta y_t &= \sum_{i=1}^{p-1} v_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \kappa_{yi} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{yi} \Delta l_{t-i} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^j \alpha_{yi} z_{it-p} + \mu_y + e_{yt}, \\
 \Delta k_t &= \sum_{i=1}^{p-1} v_{ki} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \kappa_{ki} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{ki} \Delta l_{t-i} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^j \alpha_{ki} z_{it-p} + \mu_k + e_{kt}, \\
 \Delta l_t &= \sum_{i=1}^{p-1} v_{li} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \kappa_{li} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_{li} \Delta l_{t-i} \\
 &\quad + \sum_{i=1}^j \alpha_{li} z_{it-p} + \mu_l + e_{lt},
 \end{aligned} \tag{2}$$

wobei

$$z_{it-p} = y_{t-p} + \beta_{ik} k_{t-p} + \beta_{il} l_{t-p} + \beta_{iT} T_{t-p}$$

mit

$$j = 1, 2. \tag{3}$$

Dabei bezeichnet Δ den Differenzenoperator; μ_y , μ_k und μ_l stellen Konstanten dar, während e_{yt} , e_{kt} und e_{lt} vektoriell zeitunabhängige normalverteilte Störterme sind. Die Variable z_{it-p} kann als Abweichung von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung, welche in Gleichung (3) wiedergegeben ist, interpretiert werden. Die Parameter β_k , β_l und β_T sind die in der Langfristbeziehung geschätzten (bezüglich y normierten) Kointegrationsparameter. In einem funktionierenden Markt werden bei $z_{it-p} \neq 0$ Anpassungskräfte wirksam, die zur lang-

fristigen Gleichgewichtsbeziehung zurückführen. Diese schlagen sich in den Veränderungen der Variablen y , k und l nieder. Je grösser die Absolutbeträge der Fehlerkorrektur-Parameter α_y , α_k und α_e sind, desto rascher erfolgt die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht. In Δy_t , Δk_t und Δl_t werden jedoch neben diesen Gleichgewichts-Fehlerkorrekturen auch stochastische Störungen wirksam. Diese können durch verschiedene Ursachen begründet sein, so dass sich a priori kein Anhaltspunkt für eine konventionelle Modellierung bietet. Im Gleichungssystem (2) wird die kurzfristige Anpassungsdynamik dieser Störungen durch die Schätzung einer Lagstruktur in Differenzenform eingefangen.

Die Schätzung des Gleichungssystems (2) mit der von Johansen vorgeschlagenen multivariaten Maximum-Likelihood-Methode setzt voraus, dass die Variablen y , k und l durch $I(1)$ -Prozesse generiert sind und die Anzahl der Verzögerten (p) im VAR-Modell so festgelegt ist, dass die Verteilungsannahmen der Störterme erfüllt sind. Wir prüfen zunächst, ob die Variablen $I(1)$ sind. Dabei folgen wir der Teststrategie von Phillips und Perron (siehe Perron, 1988). Die Testergebnisse zeigen, dass sowohl das reale BIP, y , wie auch der Kapitaleinsatz, k , einen stochastischen Trend mit Drift aufweisen. Für die Arbeitsstunden, l , deuten die Resultate darauf hin, dass sie durch einen stochastischen Trend ohne Drift generiert sind. Die Laglänge p wird mit verschiedenen Missspezifikationstests untersucht. Aufgrund der Ergebnisse fixieren wir sie auf $p = 3$.⁶

Im Rahmen des Johansen-Schätzverfahrens (siehe Johansen, 1988, oder Johansen und Juselius, 1990) werden zwei verschiedene Likelihood-Verhältnistests (λ_{\max} - und λ_{trace} - Statistik) angeboten, mit denen die Anzahl j linear unabhängiger Kointegrationsbeziehungen geschätzt werden

⁵ Die verschiedenen Klassen statistischer Exogenität werden von Engle, Hendry und Richard (1983) ausführlich diskutiert.

⁶ Das unrestringierte VAR-Modell für die Variablen y , k und l lässt sich bei $p = 3$ mit der Oberhypothese zeitunabhängiger, normalverteilter Störterme vereinbaren. Die Unabhängigkeitsannahme wurde mit der Ljung-Box-Statistik, welche unter der Nullhypothese von Autokorrelation absieht, getestet. Die Verteilungseigenschaften wurden anhand der geschätzten Parameter für Skewness und Kurtosis sowie der Jaque-Bera-Statistik geprüft.

kann. Da wir primär an den langfristigen Produktionszusammenhängen, d. h. an der Schätzung der β -Parameter interessiert sind, vernachlässigen wir die Schätzung der kurzfristigen Dynamik und wenden uns direkt diesen Tests zu.⁷ Da wir den technischen Fortschritt wie in Gleichung (1) bzw. in der Langfristbeziehung (3) durch einen linearen Trend approximieren, berücksichtigen wir im Kointegrationsraum neben einer Konstanten zusätzlich einen linearen Trend. Tabelle 1 zeigt die Testwerte sowohl der λ_{\max} – als auch der λ_{tracc} – Statistik zusammen mit ihren kritischen Werten.

Tabelle 1:
Bestimmung der Anzahl Kointegrationsbeziehungen

H_0	$\hat{\lambda}_{\max}$	$\lambda_{\max}(0.90)$	$\hat{\lambda}_{\text{tracc}}$	$\lambda_{\text{tracc}}(0.90)$
$r \leq 0$	29.89	16.13	45.22	39.08
$r \leq 1$	12.27	12.39	15.33	22.95
$r \leq 2$	3.05	10.56	3.05	10.56

Die Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt ($j=0$), wird von beiden Tests verworfen. Testet man unter der Nullhypothese dagegen die Existenz einer einzigen Kointegrationsbeziehung ($j \leq 1$) gegen die Alternativhypothese $j=2$, wird sie von keinem der beiden Tests verworfen. Sowohl $\hat{\lambda}_{\max} = 12,27$ als auch $\hat{\lambda}_{\text{tracc}} = 15,33$ sind kleiner als ihre kritischen Werte auf dem 90%-Signifikanzniveau. Aufgrund der Testergebnisse schliessen wir, dass zwischen den Variablen y, k und l eine einzige Kointegrationsbeziehung besteht. Die geschätzten Parameter dieses Kointegrationsvektors sind normiert bezüglich y in Tabelle 2 aufgeführt. Sie entsprechen den Parametern der gesuchten langfristigen Gleichgewichtsbeziehung (3). Ebenfalls in Tabelle 2 sind die geschätzten Fehlerkorrektur-Parameter α_y, α_k und α_l aufgeführt. Ihre Absolutbeträge beschreiben die Anpassungsgeschwindigkeit an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung.

⁷ Die Kointegrationsschätzungen wurden mit der in RATS 420 implementierten Applikation CATS in RATS durchgeführt (siehe Hansen und Juselius, 1994)

⁸ Sie liegt allerdings um rund zehn Prozentpunkte tiefer, wenn die Geschäftseinkommen der Selbständigerwerbenden zu den Arbeitnehmereinkommen gezählt werden.

Tabelle 2:
Kointegrationsvektor normiert bezüglich y
Fehlerkorrektur-Parameter

H_0	β_x	α_x	t-Werte von α
$x = y$	1	-0.416	-3.50
$x = k$	-0.423	0.471	2.33
$x = l$	-0.671	0.079	0.96
$x = T$	-0.000524	-	-

Die geschätzten β -Parameter haben alle das erwartete Vorzeichen. Die geschätzte langfristige Produktionselastizität des Faktors Arbeit entspricht mit 0,67 ungefähr dem in der Nationalen Buchhaltung ausgewiesenen Anteil der Arbeitnehmereinkommen am Volkseinkommen (0,68 für 1975–1994).⁸ Dagegen übersteigt die Produktionselastizität des Kapitals mit 0,42 den residualen Anteil von 0,32 deutlich. Die Summe beider Elastizitäten beträgt 1,09; konstante Skalenerträge würden einer Summe von 1 entsprechen. Coe und Moghadam (1993), deren Untersuchung für Frankreich sich über den Zeitraum 1971–1991 erstreckt, weisen ähnliche Resultate aus. Die Summe der Produktionselastizitäten von Kapital und Arbeit liegt dort gar bei 1,24, wobei sich die Produktionselastizität des Kapitals auf 0,5 beläuft. Die auf konstante Skalenerträge restringierte Schätzung von Büttler et al. (1987) hatte Produktionselastizitäten von 0,71 für den Arbeits- bzw. 0,29 für den Kapitaleinsatz ergeben. Schliesslich beträgt das durchschnittliche Trendwachstum der Gesamtfaktorproduktivität auf Jahresbasis hochgerechnet 0,23%. Es liegt damit weniger als halb so hoch wie in der Schätzung von Büttler et al. (1987), was darauf hindeutet, dass ein Teil des technischen Fortschritts durch die in unserer Schätzung höhere Produktionselastizität des Kapitals aufgefangen wird.

Aus Tabelle 2 geht ausserdem hervor, dass der Fehlerkorrektur-Parameter α_e nicht signifikant ist. Das bedeutet, dass der Faktor Arbeit in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung schwach exogen ist. Obwohl dies der Fall ist, schätzen wir im folgenden die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion von Gleichung (1) als Einzelgleichung und vergleichen die Ergebnisse mit jenen von Büttler et al. (1987) und unseren Resultaten aus der multivariaten Kointegrationsanalyse. Die Schätzperi-

ode umfasst den Zeitraum vom dritten Quartal 1975 bis zum zweiten Quartal 1995. In Gleichung (1') werden die Koeffizienten θ_k und θ_l unrestringiert geschätzt. Da uns ausserdem interessiert, ob die bei Büttler et al. (1987) implizit unterstellte Annahme konstanter Skalenerträge im Einzelgleichungsansatz gestützt wird, restringieren wir die Summe der beiden Parameter θ_k und θ_l in Gleichung (1'') auf 1. Die Ergebnisse für beide Varianten sind in Tabelle 3 zusammengestellt.

Tabelle 3:
Schätzergebnisse für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

Restriktion	(1') keine	(1'') $\theta_l = (1 - \theta_k)$
α	-1.895 (0.745)	-2.524 (0.360)
γ	0.00146 (0.00022)	0.00139 (0.00026)
θ_k	0.307 (0.037)	0.307 (0.037)
θ_l	0.649 (0.063)	0.693
Periode	75:03-95:02	75:03-95:02

Werte in Klammern sind die Standardfehler der Schätzung

In Gleichung (1') beträgt die Produktionselastizität des Faktors Arbeit θ_l 0,65. Sie ist damit etwas kleiner als in der multivariaten Kointegrationsanalyse. Dagegen liegt θ_k , die Produktionselastizität des Kapitals, deutlich tiefer. Das Trendwachstum der Gesamtfaktorproduktivität γ fällt mit 0,59% (auf Jahresbasis hochgerechnet) mehr als doppelt so hoch aus wie bei der multivariaten Kointegrationsanalyse.

Bei der restringierten Schätzung (1'') liegt die Produktionselastizität des Faktors Arbeit mit 0,69% etwas über derjenigen aus dem Kointegrationsmodell, während die Gesamtfaktorproduktivität auch in diesem Fall mehr als das Doppelte beträgt. Die Kapitalproduktivität entspricht mit 0,31 dem Wert der unrestringierten Schätzung. Ein zusätzlich durchgeführter Likelihood-Verhältnistest zeigt, dass die Hypothese konstanter Skalener-

träge im unrestringierten Modell nicht abgelehnt werden kann. Da, wie erwähnt, die Voraussetzung schwacher Exogenität nicht für beide Variablen erfüllt ist, erachten wir die Schätzergebnisse der multivariaten Kointegrationsanalyse als zuverlässiger und verwenden für die Simulation des Produktionspotentials im nächsten Kapitel diesen langfristigen Funktionszusammenhang.

3. Die potentielle Produktion

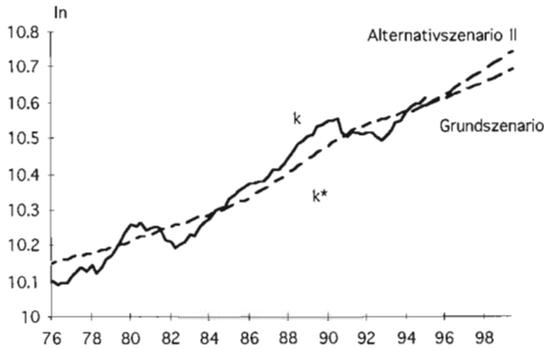
Die potentielle Produktion erhält man durch Simulation der geschätzten langfristigen Produktionsfunktion mit jenen Faktoreinsatzmengen, die sich längerfristig ohne Preisdruck aufrechterhalten lassen. Die Bestimmung dieser – im folgenden als Potentialarbeitseinsatz (I^*) bzw. Potentialkapitaleinsatz (k^*) bezeichneten – Variablen ist ein zentraler Punkt des vorliegenden Potentialoutput-Schätzverfahrens. Sie soll daher zunächst näher erläutert werden. Anschliessend werden die Simulationsergebnisse für die Zeitperiode von 1976 bis 1995 präsentiert.

Potentialkapitaleinsatz

Eine Zunahme der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage führt im allgemeinen kurzfristig zu einer höheren Auslastung der technischen Kapazitäten. Damit steigt die Wahrscheinlichkeit, dass im Bereich ansteigender Grenzkosten produziert wird und damit Preissteigerungen ausgelöst werden. Gesucht wird deshalb jener Auslastungsgrad, der sich längerfristig aufrechterhalten lässt, ohne die vorhandenen Kapazitäten überdurchschnittlich stark zu beanspruchen.

Für die Berechnung des Potentialkapitaleinsatzes wählen wir einen einfachen Ansatz. Wir nehmen an, dass der im Zeitraum 1976–1995 erreichte durchschnittliche Auslastungsgrad von 83,6% der normalen Kapazitätsauslastung entspricht, die mit einer stabilen Inflationsrate vereinbar ist. Wir multiplizieren deshalb den Kapitalbestand mit diesem Wert. Grafik 2 zeigt im oberen Teil den resultierenden potentiellen Kapitalbestand (k^*) zusammen mit dem effektiven Kapitaleinsatz (k). Die Entwicklung der Kapazitätsauslastung in der Industrie ist im unteren Teil von Grafik 2 abgebildet.

Grafik 2: Effektiver und potentieller Kapitaleinsatz



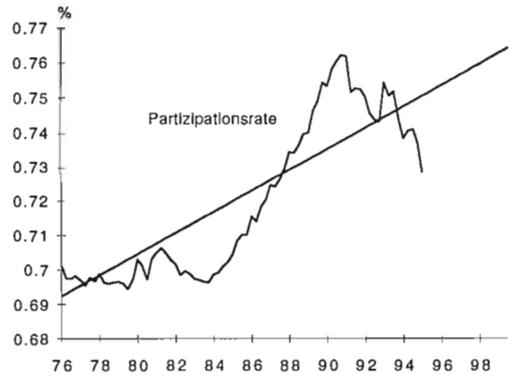
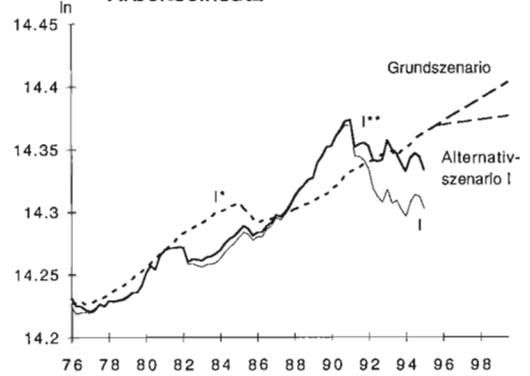
In: natürlicher Logarithmus

Es fällt auf, dass sich das Wachstum des potentiellen Kapitaleinsatzes in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre deutlich beschleunigt und sich in den neunziger Jahren wieder etwas abflacht. Von 1985–1990 steigt der Potentialkapitaleinsatz um 3,5% pro Jahr, in den folgenden fünf Jahren noch um 2,2%. Die Kapazitätsauslastung in der Industrie schwankt von 1976–1995 zwischen 78% und 90%.

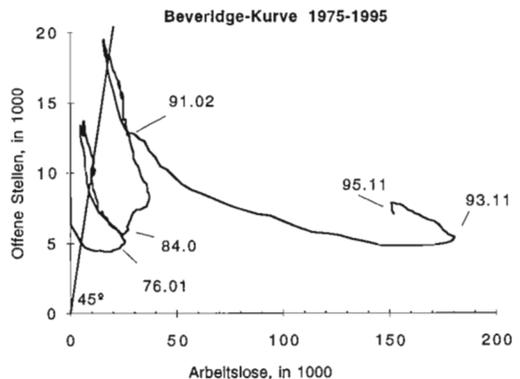
Potentialarbeitseinsatz

Mit zunehmender gesamtwirtschaftlicher Nachfrage erhöht sich auch der Bedarf an Arbeitskräften. Die Arbeitslosigkeit sinkt, während die Partizipationsrate steigt. Mit wachsender Anspannung des Arbeitsmarktes nehmen die Lohnkosten und damit auch die Preissteigerungen tendenziell zu. Gesucht wird deshalb auch hier jener Auslastungsgrad, der mit konstanter Teuerung vereinbar ist. In der Schweiz sind die Schwankungen der Partizipationsrate besonders ausgeprägt. Als

Grafik 3: Effektiver und potentieller Arbeitseinsatz



In: natürlicher Logarithmus



In: natürlicher Logarithmus

stungsgrad, der mit konstanter Teuerung vereinbar ist. In der Schweiz sind die Schwankungen der Partizipationsrate besonders ausgeprägt. Als

Hauptgründe gelten das flexible Angebotsverhalten der Frauen und das Saisonierstatut. Zur Bestimmung des Potentialarbeitseinsatzes wählen wir deshalb ein zweistufiges Verfahren. In einem ersten Schritt bereinigen wir die effektiv geleisteten Arbeitsstunden um jene Fluktuationen, welche durch konjunkturell bedingte Schwankungen der offiziellen Arbeitslosenquote verursacht werden. Die konjunkturelle Komponente der Arbeitslosigkeit entspricht dem Saldo aus offizieller und struktureller Arbeitslosenquote, wobei wir die strukturelle Arbeitslosigkeit mit Hilfe einer Beveridge-Kurve bestimmen.

Grafik 3 zeigt die um die konjunkturelle Arbeitslosigkeit bereinigten Arbeitsstunden (l^{**}). Sie weisen erwartungsgemäss immer noch ein starkes zyklisches Muster auf. Um die gesamten konjunkturell bedingten Schwankungen aus den Arbeitsstunden herauszufiltern, wird l^{**} in einem zweiten Schritt zusätzlich um die zyklische Komponente der Partizipationsrate korrigiert. Diese entspricht der Differenz zwischen der effektiven Partizipationsrate und deren linearem Trend und ist in der mittleren Grafik dargestellt. Der resultierende Potentialarbeitseinsatz l^* verläuft glatter als die nur um die konjunkturelle Arbeitslosigkeit bereinigten Arbeitsstunden l^{**} .

Der geschätzte potentielle Arbeitseinsatz übertrifft in den Rezessionen von 1982–1983 und 1991–1993 die effektiven Arbeitsstunden deutlich. Umgekehrt liegt er Ende der achtziger Jahre infolge des Arbeitskräftemangels unter den effektiven Arbeitsstunden. Aus Grafik 3 ist zudem ersichtlich, dass der Unterschied zwischen l^{**} und l^* in den neunziger Jahren geringer wird. Veränderungen der Arbeitsnachfrage schlagen sich vermehrt in der offiziellen Arbeitslosenquote nieder.

Die zur Schätzung der strukturellen Arbeitslosenquote herangezogene Beveridge-Kurve ist in der dritten Teilgrafik abgebildet. Sie zeigt die Beziehung zwischen der Anzahl Arbeitsloser und der (gleichzeitigen) Anzahl offener Stellen.⁹ Ist die Zahl der offenen Stellen gleich hoch wie jene der Arbeitslosen, so herrscht gemäss diesem Konzept Vollbeschäftigung, und die immer noch bestehende Arbeitslosigkeit wird auf strukturelle Faktoren zurückgeführt. Die Grafik deutet darauf

hin, dass die Beveridge-Kurve sich zwischen 1975 und 1992 nach rechts verschoben hat. Unter der Annahme, dass die strukturelle Arbeitslosigkeit an der Schnittstelle mit der 45-Grad-Linie abgelesen werden kann, erhalten wir einen Anstieg der strukturellen Arbeitslosigkeit. Die jüngste Entwicklung lässt vermuten, dass sich die strukturelle Arbeitslosigkeit nochmals erhöht hat. Da wir uns zur Zeit indessen nicht auf der 45-Grad-Linie befinden, muss die strukturelle Arbeitslosenquote aufgrund des Zusammenhangs zwischen offenen Stellen und Arbeitslosen empirisch geschätzt werden. Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass die strukturelle Arbeitslosigkeit Ende 1995 knapp 1,3% betrug, nachdem sie von 1977–1984 bei knapp 0,3% gelegen hatte. Dieser Wert liegt etwas unter dem Wert von 1,5%, den De Masi und Henry (1996) aufgrund eines geschätzten Lohn-Preis-Gleichungssystems erhielten.

Simulation der potentiellen Produktion

Für die Simulation des Potentialoutputs y^* wird die im Rahmen der Kointegrationsanalyse geschätzte langfristige Produktionsfunktion (3) herangezogen.¹⁰

$$y_t^* = 0.67 \cdot l_t^* + 0.42 \cdot k_t^* + 0.00056 \cdot T - 3.34. \quad (4)$$

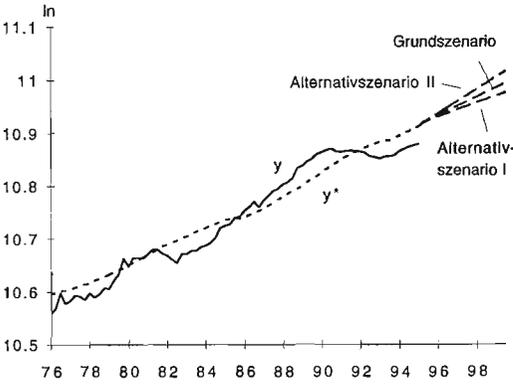
Durch Einsetzen der potentiellen Kapital- und Arbeitseinsätze in Gleichung (4) und Addition der zuvor weggelassenen Mietausgaben erhalten wir Schätzwerte für die Entwicklung der potentiellen Produktion. Sie ist in Grafik 4 zusammen mit dem effektiven BIP dargestellt.

Das potentielle BIP nahm vom dritten Quartal 1976 bis zum zweiten Quartal 1995 um durchschnittlich 1,7% pro Jahr zu. Dabei lassen sich vier Phasen unterschiedlichen Wachstums unter-

⁹ Die offenen Stellen wurden aufgrund des Manpower-Stellenindex berechnet (Basis: Zahl der registrierten offenen Stellen im April 1988). Dieser misst die Fläche der Stelleninserate. Er wurde den offiziell ausgewiesenen Stellen vorgezogen, weil es Anzeichen gibt, dass diese die effektive Nachfrage nach Arbeitskräften bei hoher Arbeitslosigkeit unterschätzen.

¹⁰ Die Konstante (-3,34) normiert den durchschnittlichen Gleichgewichtsfehler auf Null.

Grafik 4: Effektives und potientielles BIP



In: natürlicher Logarithmus

scheiden, die in Tabelle 4 zusammen mit den jeweiligen Beiträgen des potentiellen Kapital- bzw. Arbeitseinsatzes aufgeführt sind. Die Wachstumsbeiträge berechnen sich als Produkt aus den geschätzten Produktionselastizitäten mit den durchschnittlichen Wachstumsraten der potentiellen Faktoreinsätze. Die letzte Spalte weist das Wachstum der Gesamtfaktorproduktivität bzw. die technische Fortschrittsrate aus, die wir in der empirischen Schätzung als linearen Trend modelliert hatten.

Auffallend ist, dass das Potentialwachstum im Durchschnitt über den gesamten Zeitraum am stärksten durch den Kapitaleinsatz (59%) und nur zu 29% bzw. 12% durch den Arbeitseinsatz und die Gesamtfaktorproduktivität bestimmt wurde. Die Dominanz des Kapitals ist teilweise darauf zurückzuführen, dass dessen Produktionselastizität bei der multivariaten Schätzmethode, die

Tabelle 4 zugrunde liegt, vergleichsweise hoch ausfiel. Selbst wenn wir jedoch die in Gleichung (1'') erhaltenen Werte für die Produktionselastizitäten (0,31 bzw. 0,69) und die Gesamtfaktorproduktivität (0,6%) einsetzen würden, änderte dies das Bild nicht grundlegend. In diesem Fall wäre das Potentialwachstum im Durchschnitt des Zeitraums 1976–1995 zu 42% durch den Kapitaleinsatz und zu rund 30% durch den Faktor Arbeit und die Gesamtfaktorproduktivität bestimmt.

Das Potentialwachstum bewegte sich von 1976–1995 in einer Bandbreite von 1,3–2,0%. Die höchste Wachstumsrate wird in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre ausgewiesen, während die tiefste ungefähr mit der Rezession in den frühen achtziger Jahren zusammenfällt. Da der Potentialoutput keine konjunkturell bedingten Schwankungen mehr enthalten sollte, dürften diesen Wachstumsschwankungen angebotsseitige Ursachen zugrunde liegen. Als möglicher Grund kommen die massiven Fluktuationen des Erdölpreises in Frage. Nachdem der Preis für Erdöl im Jahre 1979 massiv gestiegen war, sank er bis Anfang 1986 erneut auf einen Tiefstand. Der Zerfall des Erdölpreises dürfte das Wachstum in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre stimuliert haben.

Die zweite Hälfte der achtziger Jahre entspricht ungefähr dem Prognosehorizont von Büttler et al. (1987). Damals rechneten die Autoren im mittleren, als wahrscheinlichstes bezeichneten Szenario damit, dass die potentielle Produktion um 1,7–1,8% pro Jahr zunehmen würde. Im nachhinein zeigt sich, dass insbesondere der potentielle Kapitalbestand mit 3,5% deutlich stärker wuchs als in der ersten Hälfte der achtziger Jahre, die in Büttler et al. (1987) für die Extrapolation heran-

Tabelle 4: Wachstum des potentiellen BIP¹ und seine Zusammensetzung¹

Periode	Potentiellles BIP	Potentieller Kapitalbestand	Potentielle Arbeitsstunden	Gesamtfaktorproduktivität
1976:3 – 1995:2	1.7%	2.3% x 0.42 = 1.0%	0.7% x 0.67 = 0.5%	0.2%
1976:3 – 1982:4	1.5%	1.7% x 0.42 = 0.7%	0.9% x 0.67 = 0.6%	0.2%
1982:4 – 1985:4	1.3%	2.0% x 0.42 = 0.8%	0.4% x 0.67 = 0.3%	0.2%
1985:4 – 1990:4	2.0%	3.5% x 0.42 = 1.5%	0.4% x 0.67 = 0.3%	0.2%
1990:4 – 1995:2	1.7%	2.2% x 0.42 = 0.9%	0.9% x 0.67 = 0.6%	0.2%

¹ durchschnittliche Wachstumsraten, auf Jahresbasis hochgerechnet

gezogen wurde, so dass das Potentialwachstum etwas höher ausfiel als prognostiziert.

4. Prognosen des potentiellen BIP

Die Nationalbank muss für die Bestimmung des mittelfristigen Geldmengenziels Erwartungen über das künftige Potentialwachstum bilden. Da sich die Entwicklung der potentiellen Produktionsfaktoren sowie der Gesamtfaktorproduktivität in der Regel nur langsam ändert, lassen sich aus dem Verlauf der potentiellen Produktion in der unmittelbaren Vergangenheit einigermaßen zuverlässige Rückschlüsse über das künftige Wachstum ziehen.

Wie aus Tabelle 5 hervorgeht, ergeben die eingangs diskutierten Trendverfahren auf den ersten Blick divergierende Ergebnisse. Wird der durchschnittliche Anstieg des Hodrick-Prescott-Trends in den Jahren 1991–1995 extrapoliert, erhält man ein Potentialwachstum von lediglich 0,4%. Da der Filter am Rand instabil ist, messen wir diesem Wert jedoch keine Bedeutung bei. Wächst das potentielle BIP in den nächsten fünf Jahren gemäss dem log-linearen oder dem spitzenbasierten Trend, so sind Wachstumsraten des potentiellen BIP von 1,7% bzw. 2,1% zu erwarten. Wie in Kapitel 1 angedeutet, überschätzt der spitzenbasierte Trend das Potentialwachstum, da der Kapazitätsauslastungsgrad der Industrie im Jahre 1990 höher lag als 1981. Der Unterschied beträgt knapp 6% oder 0,6% verteilt über die neun Jahre. Bei einer geschätzten Produktionselastizität des Kapitals von 0,42 wird damit das jährliche Potentialwachstum des BIP um rund 0,3 Prozentpunkte zu hoch ausgewiesen. Korrigiert um den unterschiedlichen Auslastungsgrad, liegt das spitzenbasierte Potentialwachstum mit 1,8% nur wenig höher als das log-lineare Trendwachstum.

Mit Hilfe einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion lassen sich zusätzliche Überlegungen über die mutmassliche Entwicklung der potentiellen Produktionsfaktoren einbringen. Wie aus Tabelle 4 ersichtlich ist, nimmt die mittels Simulation berechnete potentielle Produktion von 1991–1995 um durchschnittlich 1,7% pro Jahr zu. Das Wachstum beruht dabei auf einem jährlichen Zuwachs des potentiellen Kapital- und Arbeits-

Tabelle 5:
Wachstumsprognosen des potentiellen Bruttoinlandprodukts für 1996–2000¹:

Trendverfahren	
Lineare Trendextrapolation	1.8%
Hodrick-Prescott-Trendextrapolation	0.4%
Spitzenbasierte Trendextrapolation	2.1%
Produktionsfunktion	
Grundszenario	1.7%
Alternativszenario I	1.4%
Alternativszenario II	2.2%

¹ durchschnittliche Wachstumsrate

einsatzes um 0,9% bzw. 2,2% sowie einem Anstieg der Gesamtfaktorproduktivität um 0,2%. In unserem Grundszenario nehmen wir an, dass die potentielle Produktion auch in den nächsten fünf Jahren in diesem Rhythmus, d.h. um jährlich 1,7% steigen wird. Dieser Verlauf wird in Grafik 4 als Grundszenario bezeichnet. Die unterstellten Faktorentwicklungen sind in Grafik 2 und 3 dargestellt.

Um die Sensitivität dieser Prognose abzuschätzen, berechnen wir zwei Alternativszenarien, die in Tabelle 5 zusammen mit dem Grundszenario dargestellt sind. Beim ersten Alternativszenario (siehe Grafik 3) erwarten wir, dass die Wohnbevölkerung im Alter von 15–64 Jahren in den nächsten fünf Jahren um 0,2% pro Jahr sinken wird. Dies entspricht dem vom Bundesamt für Statistik im Jahre 1992 erstellten Bevölkerungsszenario «Abgrenzung»¹¹. In diesem Szenario wird die Ein-

¹¹ Vgl. Baur, Schärer und Schweikert (1994), S. 9. Das Bundesamt für Statistik (1992) berechnete mehrere Bevölkerungsszenarien, wobei sich die Szenarien «Integration», «Stabilisierung» und «Abgrenzung» mit den Auswirkungen unterschiedlicher Migrationspolitiken befassten. Das Szenario «Integration» ging davon aus, dass die Schweiz dem EWR beitrifft und damit den Bürgern der EU Freizügigkeit einräumt. In diesem Szenario nimmt die Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter bis zum Jahr 2000 um jährlich 0,7% zu. Dies entspricht ungefähr der effektiven Entwicklung von 1990–1995 und deckt sich mit unserem Grundszenario. Das mittlere Szenario «Stabilisierung» bedeutet eine Verlangsamung des Bevölkerungswachstums auf jährlich 0,2%.

wanderung stark begrenzt, so dass die Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter infolge der demografischen Alterung leicht zurückgeht. Unter den Annahmen, dass die Partizipationsrate und die Teilzeitarbeit weiter steigen werden und die Anzahl Arbeitstage pro Quartal sowie die Wochenstundenzahl unverändert bleiben, schwächt sich das Wachstum der potentiellen Arbeitsstunden von 0,9% auf 0,3% ab.¹² Dies reduziert das Potentialwachstum des BIP in den Jahren 1996–2000 um 0,3 Prozentpunkte auf knapp 1,4%.

Beim zweiten Alternativszenario (siehe Grafik 2) setzen wir beim Faktor Kapital an, da wir davon ausgehen, dass mittelfristig vom potentiellen Arbeitseinsatz gegenüber dem Grundszenario keine zusätzlichen Impulse ausgehen dürften. Wir nehmen an, dass sich das Wachstum des potentiellen Kapitaleinsatzes von 2,2% auf 3,5% beschleunigen wird und damit wieder den Wert in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre erreicht (vgl. Tabelle 4). Damit steigt das jährliche Wachstum des potentiellen BIP um 0,5 Prozentpunkte auf 2,2% pro Jahr.

Es gilt zu beachten, dass die Entwicklung der potentiellen Produktion nichts darüber aussagt, wie sich das effektive Wachstum des realen BIP in den nächsten fünf Jahren entwickeln wird. Wie Grafik 4 zeigt, befindet sich das BIP gegenwärtig deutlich unter dem potentiellen Pfad. Soll diese Lücke bis zum Jahr 2000 geschlossen werden, so müsste das effektive jährliche Wirtschaftswachstum erheblich höher ausfallen als das geschätzte Wachstum des Potentialoutputs.

5. Zusammenfassung

In dieser Studie legten wir neue Schätzungen für die Entwicklung der potentiellen Produktion und des Potentialwachstums der schweizerischen Wirtschaft vor. Wir schätzten den langfristigen Produktionszusammenhang zuerst mit einem multivariaten Konintegrationsansatz und anschliessend in einem Einzelgleichungsansatz. Die verschiedenen Schätzmethoden führen zwar zu

unterschiedlichen Koeffizienten für die Produktionsfaktoren, doch fallen die Differenzen in einem vertretbaren Mass aus. Für die Simulation der potentiellen Produktion entschieden wir uns für die mit dem multivariaten Ansatz geschätzte Produktionsfunktion.

Das durchschnittliche Potentialwachstum beträgt gemäss unseren neuen empirischen Schätzungen von 1975–1995 durchschnittlich 1,7% pro Jahr. Für die Prognose stützten wir uns auf die Entwicklung in den letzten fünf Jahren, die ebenfalls ein Wachstum von 1,7% ergibt. Wir simulierten ausserdem zwei Alternativszenarien. Das erste geht davon aus, dass die Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter in den nächsten fünf Jahren leicht sinken wird und damit die potentiellen Arbeitsstunden verlangsamt wachsen werden. In diesem Fall würde das potentielle Wachstum auf 1,4% zurückgehen. Im zweiten Alternativszenario rechnen wir damit, dass der potentielle Kapitaleinsatz wieder den in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre erreichten Wert annimmt. Dadurch würde sich das Potentialwachstum auf 2,2% verstärken. Die zwei simulierten Alternativszenarien sollen zeigen, wie die Resultate auf unterschiedliche Annahmen reagieren. Sie sollen ausserdem andeuten, dass die Entwicklung der potentiellen Produktion nicht exakt bestimmt werden kann. Für die Festlegung des mittelfristigen Geldmenigenwachstums scheint es indessen realistisch zu sein, weiterhin von einem jährlichen Wachstum des potentiellen BIP von knapp 2% auszugehen.

Anhang: Beschreibung der Daten und Quellennachweis

Geleistete Arbeitsstunden (L):

Anzahl Erwerbstätiger multipliziert mit der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit und der Anzahl Arbeitswochen abzüglich der durch Kurzarbeit ausgefallenen bzw. durch Überzeitstunden zusätzlich geleisteten Arbeitsstunden.

Erwerbstätige: Alle Personen, die während mindestens sechs Stunden pro Woche einer produktiven Arbeit nachgehen, erhoben nach dem Inlandskonzept, d.h. inkl. Saisoniers und Grenzgänger.

¹² Die Trendpartizipationsrate stieg von 1991–1995 um durchschnittlich 0,4% und die Teilzeitarbeit um 4,3% pro Jahr.

1975–1984: Erwerbstätigenreihe der Konjunkturforschungsstelle an der ETH (KOF/ETH).

1985–1995: Jährliche Zahl der Erwerbstätigen, Bundesamt für Statistik (BfS), revidierte Reihen, Juni 1995; quartalisiert mit dem Beschäftigungsindex (BfS).

Für die Unterteilung der Erwerbstätigen in Voll- und Teilzeiterwerbstätige lineare Interpolation des prozentualen Anteils der Teilzeitbeschäftigung anhand der Stützwerte für 1975 und 1985 (10,9%, bzw. 15,1%, Statistisches Jahrbuch 1991, S. 83) sowie für 1980 und 1990 (14,1% bzw. 18,9%, Eidgenössische Volkszählung 1990, BfS); für die Jahre 1991–1995 Fortschreibung anhand der in der vierteljährlichen Erwerbstätigenstatistik des BfS ausgewiesenen Anteile.

Durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit und Anzahl Arbeitswochen pro Jahr:

1975–1985: Lineare Interpolation der Stützwerte für 1975, 1980 und 1985, vgl. Andrist (1989), S. 161.

1986–1995: Betriebsübliche wöchentliche Wochenarbeitszeit, Die Volkswirtschaft, Tabelle B3.1, BfS.

Ausgefallene Arbeitsstunden durch Kurzarbeit: Die Volkswirtschaft, Tabelle B2.15, BfS.

Überstunden: Geleistete Überstunden in Prozent der Normalarbeitszeit, KOF/ETH.

Arbeitslosenquote:

Registrierte Arbeitslose in Prozent der Erwerbspersonen (Arbeitslose plus Erwerbstätige), Die Volkswirtschaft, Tabelle B2.6, Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit (BIGA).

Partizipationsrate:

Erwerbspersonen in Prozent der Wohnbevölkerung im Alter von 15 bis 64 Jahren, auf Vollzeiter-

werbstätige umgerechnet. Wohnbevölkerung im erwerbsfähigen Alter gemäss Konjunkturforschung Basel (BAK).

Kapitalbestand (K):

Kapitalbestand multipliziert mit dem Kapazitätsauslastungsgrad.

Kapazitätsauslastung: Kapazitätsauslastungsgrad in der Industrie gemäss Erhebungen der Konjunkturforschungsstelle an der ETH (KOF).

Kapitalbestand:

1948–1966: Kumulierte Werte der jährlichen Ausrüstungs- und Bauinvestitionen (ohne Wohnbauinvestitionen) unter Berücksichtigung einer jährlichen Abschreibungsrate von 20% bzw. 4%. Als Startwert für das Jahr 1948 wurden für die Ausrüstungsinvestitionen 29 900 Mio. Franken und für die Bauten 98 000 Mio. Franken (zu Preisen von 1980) eingesetzt, vgl. Goldsmith (1981), S. 180. Aufteilung in Ausrüstungs- und Bauinvestitionen gemäss Büttler et. al. (1987), S. 71.

1967–1995: kumulierte Werte der vierteljährlichen Ausrüstungs- und Bauinvestitionen. Als Startwert für das vierte Quartal 1966 wurden für die Ausrüstungsinvestitionen 42 506 Mio. Franken und für die Bauten 181 883 Mio. Franken (zu Preisen von 1980) eingesetzt.

Wohnungsbauinvestitionen: Verknüpfte Reihe. 1948–1979: Jährliche Bauerhebungen des Bundesamtes für Statistik. Ab 1979: Nationale Buchhaltung, BfS.

Reales Bruttoinlandprodukt (Y):

Bruttoinlandprodukt zu Preisen von 1980 (Quelle: Vierteljährliche Nationale Buchhaltung, Bundesamt für Konjunkturfragen) abzüglich der Mietausgaben. Mietausgaben: Nationale Buchhaltung, BfS.

Literatur

- Andrist, Felix. 1989. Entwicklung der Arbeitsproduktivitäten der Schweiz 1975–1988. *Geld, Währung und Konjunktur*, S. 155–182.
- Baur, Rita, Stephan Schärer und Bernd Schweikert. 1994. Auswirkungen des Alterns auf den Arbeitsmarkt in der Schweiz, Strukturbericht-erstattung. Studienreihe des Bundesamtes für Konjunkturfüragen.
- Bundesamt für Statistik. 1992. Szenarien zur Bevölkerungsentwicklung der Schweiz 1991–2040.
- Büttler, Hans-Jürg, Franz Ettlín und Eveline Ruoss. 1987. Empirische Schätzung des Wachstums der potentiellen Produktion in der Schweiz. *Geld, Währung und Konjunktur*, S. 61–71.
- Coe, David T., und Reza Moghadam. 1993. Capital and Trade as Engines of Growth in France. *IMF Staff Paper* 40, S. 542–566.
- De Masi, Paula, und S.G.B. Henry. 1996. Aspects of the Swiss Labor Market. *IMF-Working Paper*, 96/3.
- Engle, Robert B., und Clive W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing. *Econometrica* 55, S. 251–276.
- Engle, Robert B., David F. Hendry und Jean-François Richard. 1983. Exogeneity. *Econometrica* 51, S. 277–304.
- Goldsmith, Raymond. 1981. A Tentative Secular National Balance Sheet for Switzerland. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, S. 175–187.
- Granger, Clive W. J. 1981. Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics* 16, S. 121–130.
- Hansen, Henrik, und Katarina Juselius. 1994. *Manual to Cointegration Analysis of Time Series, CATS in RATS*. Institute of Economics, University of Copenhagen, vervielfältigt.
- Hodrick, Robert J., und Edward C. Prescott. 1980. Post-War U.S. Business Cycles, An Empirical Investigation. Working Paper, University of Minnesota and Northwestern University.
- International Monetary Fund. 1990. Measuring Potential Output. Working Paper.
- Johansen, Soren. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 231–254.
- Johansen, Soren, und Katarina Juselius. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Interference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, S. 169–210.
- Perron, Pierre. 1988. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 297–332.
- Romer, Paul M. 1987. Crazy Explanation for the Productivity Slowdown. *NBER Macroeconomics Annual*, S. 163–210.