

Auszug aus dem Jahresgutachten 2003/04

**Das Produktionspotential in Deutschland:  
Schätzverfahren und Ergebnisse**

(Ziffern 734 bis 764)

## ANALYSEN ZU AUSGEWÄHLTEN THEMEN

### I. Das Produktionspotential in Deutschland\*)

#### Problemstellung und Zielsetzung

**734.** Für zahlreiche Fragestellungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene ist es erforderlich, zwischen Wachstum und Konjunktur zu unterscheiden und diesen unterschiedlichen Aspekten in der empirischen Analyse Rechnung zu tragen. Unter Wachstum versteht man in diesem Zusammenhang die langfristige Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts bei voller oder zumindest normaler Auslastung aller Kapazitäten, also die Veränderung des Produktionspotentials. Davon weicht die Entwicklung des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts aufgrund von Konjunkturschwankungen ab. Konjunkturschwankungen sind so gesehen Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials.

Das methodische Problem besteht darin, dass das Produktionspotential eine unbeobachtete Größe darstellt und somit geschätzt werden muss. Häufig behilft man sich mit Verfahren, welche die Zeitreihe des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts über einen längeren Zeitraum glätten, um damit die Trendentwicklung zu bestimmen. Dieser Trendoutput stimmt indes nicht notwendigerweise mit dem überein, was man in einem weiteren Verständnis auch unter dem Begriff des Produktionspotentials verstehen kann, nämlich die zu einem bestimmten Zeitpunkt maximalen Produktionsmöglichkeiten einer Volkswirtschaft. In Zeiten einer länger andauernden, aber transitorischen Wirtschaftsschwäche, erst recht während einer tiefen Depressionsphase, folgt der Trend des Bruttoinlandsprodukts dann doch dem Zeitpfad der tatsächlichen Entwicklung, so dass der Trendoutput das Produktionspotential unterschätzt. Für Zeitperioden, in denen die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts geringeren Schwankungen ausgesetzt ist – wie etwa in den letzten Jahrzehnten in (West)-Deutschland – hält sich hingegen die genannte Unterschätzung des Produktionspotentials in Grenzen. Gleichwohl sollte sie nicht völlig außer Acht gelassen werden, wenn auch ein Großteil der empirischen Literatur nicht zwischen diesen beiden Konzepten unterscheidet.

**735.** Das Ziel der vorliegenden Untersuchung ist die Berechnung der Wachstumsraten des Produktionspotentials beziehungsweise des Trendoutputs und die Berechnung der Output-Lücken für Deutschland für die Jahre 1970 bis 2002. Die Output-Lücke ist ein Indikator für die Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten und damit eher für den Einfluss von Nachfrageschwankungen. Sie ist in der vorliegenden Untersuchung definiert als die relative Abweichung des Bruttoinlands-

produkts vom Trendoutput<sup>1)</sup> beziehungsweise als relative Abweichung des jeweiligen Auslastungsgrads des Produktionspotentials von seinem Durchschnitt.

**736.** Die große Bedeutung des Produktionspotentials und der Output-Lücke für die gesamtwirtschaftliche Analyse ergibt sich aus den zahlreichen Verwendungsmöglichkeiten dieser Größen in der quantitativen Wirtschaftsforschung. Mit ihnen kann die Frage untersucht werden, ob eine schwache gesamtwirtschaftliche Dynamik eher auf die Angebotsseite der Volkswirtschaft oder eher auf die Nachfrageseite der Volkswirtschaft zurückzuführen ist. In der Konjunkturdiagnose wird die Output-Lücke zur Abgrenzung von Konjunkturzyklen und zur Einschätzung der konjunkturellen Lage herangezogen. Im Rahmen einer potentialorientierten Geldpolitik findet das Produktionspotential Verwendung zur Bestimmung einer angemessenen Liquiditätsversorgung. Darüber hinaus lassen sich mittels der Output-Lücke mögliche Inflations- und Deflationsgefahren ableiten. Schließlich ist die Output-Lücke auch von Bedeutung für die Schätzung der nicht konjunkturellen Arbeitslosigkeit.

**737.** Das Grundproblem der quantitativen Analyse des Produktionspotentials und der Output-Lücke besteht in der empirischen Unbeobachtbarkeit dieser Größen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene.<sup>2)</sup> Dies hat zur Folge, dass jedes empirische Schätzverfahren Annahmen im Hinblick auf die Zerlegung der gesamtwirtschaftlichen Produktion in das Produktionspotential und die Output-Lücke treffen muss. Zudem kann die Güte der alternativen Modellansätze zur Schätzung des Produktionspotentials aufgrund dieser Unbeobachtbarkeit nicht ohne weiteres bestimmt werden, was der Auswahl eines besten Modells beziehungsweise einer besten Schätzmethode eindeutige Grenzen setzt. Dies führt dazu, dass viele alternative Modellansätze für die empirische Analyse des Produktionspotentials und der Output-Lücke existieren, die auf unterschiedlichen Prämissen und Schätzmethoden beruhen und zu voneinander abweichenden Ergebnissen führen können.

**738.** Die in der vorliegenden Untersuchung verwendeten Schätzmethoden lassen sich nach verschiedenen Kriterien ordnen; so kann beispielsweise zwischen rein statistischen Verfahren und stärker auf die ökonomische Theorie zurückgreifenden Verfahren unterschieden oder aber eine Unterteilung in univariate und multivariate Schätzmethoden vorgenommen werden.

\*) Herr Dr. Martin Moryson, Oberursel, leistete umfangreiche Vorarbeiten für diese Analyse.

<sup>1)</sup> Im weiteren Verlauf des Textes wird der Trendoutput – aus Gründen der Übersichtlichkeit – als Produktionspotential bezeichnet.

<sup>2)</sup> Einzig Befragungen von Unternehmen über die Auslastung ihrer Sachkapazitäten könnten zur direkten Ermittlung der Output-Lücke und damit des Produktionspotentials, allerdings nur für das Verarbeitende Gewerbe, herangezogen werden.

Während die univariaten Verfahren – wie beispielsweise die statistischen Filtermethoden – nur die Zeitreiheninformation der Produktion selbst zur Bestimmung des Produktionspotentials verwenden, berücksichtigen die multivariaten Verfahren zusätzlich Zeitreiheninformationen von anderen wirtschaftlichen Größen zur Potentialschätzung. Die univariaten Verfahren haben dabei gegenüber den multivariaten Schätzmethoden den Nachteil, dass sie keinen näheren Aufschluss über die Ursachen der Veränderung des Potentialwachstums geben, so erlauben sie beispielsweise keine Identifikation von Angebots- und Nachfrageschocks. Dagegen ermöglichen zum Beispiel die (multivariaten) produktionstheoretisch fundierten Verfahren über eine Komponentenzerlegung eine genauere Auskunft über die Gründe des Potentialwachstums.

**739.** Im Folgenden bezeichnet  $Y_t$  die gesamtwirtschaftliche Produktion im Jahre  $t$ , während  $Y_t^*$  für das Produktionspotential im Jahre  $t$  steht. Subtrahiert man das Produktionspotential von der Produktion, so erhält man die absolute Output-Lücke  $Y_t^g$ , während die relative Output-Lücke im Verhältnis zum Produktionspotential definiert wird:

$$Y_t^{g,rel.} = \frac{Y_t^g}{Y_t^*} = \frac{(Y_t - Y_t^*)}{Y_t^*}.$$

Die relative Output-Lücke  $Y_t^{g,rel.}$  wird approximativ durch  $Y_t^{g,rel.} \cong \ln Y_t - \ln Y_t^* = y_t - y_t^*$  dargestellt<sup>3)</sup>, wobei im Weiteren Kleinbuchstaben Variablen in natürlichen Logarithmen kennzeichnen.

## Überblick über die verwendeten Schätzverfahren

### Univariate Verfahren

**740.** Die univariaten Verfahren verwenden nur die Zeitreiheninformation der Produktion selbst zur Ableitung des Produktionspotentials. Sie greifen auf keine ökonomische Theorie zurück und sind damit wirtschaftspolitisch weniger ergiebig als theoriegestützte Verfahren, da sie keinen Aufschluss über die Ursachen der Veränderung des Produktionspotentials geben.

Die im Folgenden betrachteten statistischen Filtermethoden basieren auf der Vorstellung, dass sich eine aggregierte ökonomische Zeitreihe (die Produktion  $y_t$ ) in eine Trendkomponente (das Produktionspotential  $y_t^*$ ) und eine Konjunkturkomponente (die Output-Lücke  $y_t^g$ ) zerlegen lässt, das heißt  $y_t = y_t^* + y_t^g$ . Die Analyse einer Zeitreihe mittels der statistischen Filtermethoden kann entweder im Zeitbereich oder im Frequenzbereich vor-

genommen werden (Pedersen, 2002). Das Produktionspotential ist dabei annahmegemäß durch sehr lange Schwingungen in der Zeitreihe der Produktion charakterisiert, während der Output-Lücke kurze bis mittlere Schwingungen zugerechnet werden. Für die Bestimmung des Produktionspotentials beziehungsweise der Output-Lücke ist also grundsätzlich eine Annahme bezüglich der Länge des Konjunkturzyklus zu treffen. Dabei gehen die statistischen Filtermethoden in der Regel von symmetrischen und relativ regelmäßigen konjunkturellen Schwankungen aus. Sehr lang andauernde Überauslastungen oder Unterauslastungen der Kapazitäten sind konstruktionsbedingt ausgeschlossen.

**741.** Der **Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter)** lässt sich als Lösung des folgenden Minimierungsproblems darstellen (Hodrick und Prescott, 1997):

$$\min_{(y_1^*, \dots, y_T^*)} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda_{HP} \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2.$$

Die Trendkomponente der Zeitreihe,  $y_t^*$ , wird demnach so bestimmt, dass einerseits die Abweichungen der tatsächlichen Produktion  $y_t$  von ihrem Trend minimiert werden und andererseits der Trend selbst einen möglichst glatten Verlauf aufweist. Die Gewichtung dieser beiden Kriterien wird durch das Setzen eines exogenen Glättungsparameters  $\lambda_{HP}$  bestimmt. Je größer der Wert für  $\lambda_{HP}$  gewählt wird, desto stärker werden die Trendwerte geglättet. Dabei entspricht bei Quartalsdaten ein Wert des Glättungsparameters von 1600 einem Referenzzyklus von etwa acht Jahren, das heißt Schwingungen in der Produktionszeitreihe mit einer Dauer von weniger als acht Jahren werden als konjunkturelle Schwankungen gewertet.

In der Praxis haben sich bestimmte Werte für die Glättungsparameter durchgesetzt, die anhand von Plausibilitätsüberlegungen für US-amerikanische makroökonomische Zeitreihen abgeleitet wurden. Die Werte  $\lambda_{HP} = 1600$  für Quartalsdaten und  $\lambda_{HP} = 100$  für Jahresdaten gelten zwar mittlerweile als Standard; sie sind jedoch nicht notwendigerweise für alle ökonomischen Zeitreihen eine optimale Wahl.

Eine weitere Schwierigkeit stellt in diesem Zusammenhang das Randwertproblem dar: Der HP-Filter kann im Zeitbereich als unendlicher gleitender Durchschnitt mit symmetrischen Gewichten aufgefasst werden. Da jedoch nur endliche Zeitreihen zur Verfügung stehen, kommt es an den Rändern zu Verzerrungen. Dieses Problem kann dadurch gemildert werden, dass für die dem Zeitreihenende folgenden Perioden Prognosewerte eingesetzt werden. Dies geschieht in der vorliegenden Untersuchung anhand von ARIMA-Modellen.

<sup>3)</sup> Dies folgt aus der Anwendung der Approximation erster Ordnung einer Taylor-Entwicklung für die Funktion  $\ln(x)$  an der Stelle  $\bar{x}$ :  $\ln(x) \cong \ln(\bar{x}) + \frac{1}{\bar{x}} \cdot (x - \bar{x})$ , vergleiche beispielsweise Hamilton (1994, Seiten 713 f.).

**742.** Der **Rotemberg-Filter** stellt eine Variante des HP-Filters dar (Rotemberg, 1998). Er berechnet sich als Lösung des folgenden Minimierungsproblems:

$$\min_{(y_1^*, \dots, y_T^*)} (1/\lambda) \cdot \sum_{t=1+m}^T (y_t - y_t^*)(y_{t-m} - y_{t-m}^*) + \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2,$$

wobei der Parameter  $\lambda$  als der kleinstmögliche Wert zu wählen ist, der folgende Nebenbedingung erfüllt:

$$\sum_{t=m+v}^{T-m-v} (y_t - y_t^*) [(y_{t+v}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-v}^*)] = 0.$$

Die Trendkomponente der Zeitreihe,  $y_t^*$ , wird demnach so bestimmt, dass einerseits die Kovarianz der Output-Lücken mit einem (exogen vorzugebenden) zeitlichen Abstand von  $m$  Quartalen minimiert wird und andererseits der Trend einen möglichst glatten Verlauf aufweist. Diese Minimierung erfolgt unter der Nebenbedingung, dass die Veränderung des Trendwachstums für einen exogen festzulegenden Zeithorizont von  $v$  Quartalen unabhängig von der aktuellen Output-Lücke ist.

Für gegebene Werte von  $m$  und  $v$  liefert das obige Minimierungsproblem einen Schätzwert für den Glättungsparameter  $\lambda$  (der grundsätzlich dem Glättungsparameter  $\lambda_{HP}$  der HP-Filtermethode entspricht).<sup>4)</sup> Dabei gilt: Je größer der Wert des Parameters  $\lambda$ , desto unwichtiger wird das „Kovarianzkriterium“ und desto eher wird die Nebenbedingung erfüllt sein, da einem möglichst glatten Trend eine höhere Bedeutung zukommt. Für  $m = 0$  und  $\lambda = 1\,600$  entspricht der Rotemberg-Filter dem HP-Filter.

Die Filtermethode von Rotemberg führt dazu, dass aktuelle kurzfristige Veränderungen im Potentialwachstum (Trendwachstum) unabhängig von der gegenwärtigen Output-Lücke sind. Somit liefert er einen deutlich glatteren Trend als der HP-Filter. Ein Problem der Methode von Rotemberg ist die Tatsache, dass man Annahmen über die Werte der Parameter  $m$  und  $v$  treffen muss, um den Glättungsparameter  $\lambda$  zu bestimmen; insofern stellt der Rotemberg-Filter keine Verbesserung gegenüber der HP-Filtermethode dar. Außerdem liegt auch beim Rotemberg-Filter das Randwertproblem vor.

**743.** Der **Baxter-King-Filter** wurde als optimale Approximation eines idealen Bandpass-Filters entwickelt, der nur die konjunkturellen Schwingungen einer Zeitreihe herausfiltern soll. Er basiert wie alle Filter auf der Annahme, dass sich die Zeitreihen des Produktionspotentials und der Output-Lücke in Zyklen unterschiedlicher Länge aufteilen lassen. Das Produktionspotential ist durch sehr lange Zyklen (länger als 32 Quartale) charakterisiert, während die Output-Lücke Zyklen einer Länge

von sechs bis 32 Quartalen auf sich vereint. Die genannten Grenzen können mit spektralanalytischen Methoden in Gewichte für einzelne Zyklen transformiert werden, so dass sich das Produktionspotential und die Output-Lücke im Frequenzbereich zerlegen lassen. Der ideale Filter ergibt sich dann im Zeitbereich als unendlicher gleitender Durchschnitt der Originalreihe. Um hieraus eine anwendbare Methode zu entwickeln, wird eine optimale Approximation gesucht, von der unter anderem gefordert wird, dass die resultierende konjunkturelle Komponente eine stationäre Variable ist, auch wenn der Filter auf eine nicht stationäre Reihe angewandt wird. Baxter und King (1999) zeigen, dass gilt<sup>5)</sup>:

$$y_t^g = \sum_{i=-p}^p c_i y_{t-i}.$$

In der Regel werden für Quartalsdaten  $p = 12$  vergangene und zukünftige Werte in die Berechnung einbezogen, so dass der Filter drei Jahre vor dem aktuellen Rand abbricht. Man begegnet diesem Problem in der vorliegenden Untersuchung dadurch, dass man für diese zwölf Quartale Prognosewerte (anhand von Schätzungen mit ARIMA-Modellen) einsetzt. Wie beim HP-Filter entsteht dadurch aber immer dann ein potentiell großer Revisionsbedarf, wenn durch die Hinzunahme neuer Daten die früheren Prognosewerte durch die tatsächlichen Werte ersetzt werden.

**744.** Um das Randwertproblem zu mildern, wird eine Approximation des idealen **Bandpass-Filters nach Christiano und Fitzgerald** (1999) angewandt. Als idealer Bandpass-Filter basiert er (wie der Baxter-King-Filter) auf der Annahme, dass die Zeitreihe des Produktionspotentials durch sehr lange Zyklen (länger als 32 Quartale) charakterisiert ist, während die Zeitreihe der Output-Lücke Zyklen einer Länge von sechs bis 32 Quartalen auf sich vereint. Die Output-Lücke zum Zeitpunkt  $t$  lässt sich hier folgendermaßen als asymmetrischer gleitender Durchschnitt darstellen:

$$y_t^g = c_{-1} y_1 + \dots + c_1 y_{t-1} + c_0 y_t + c_1 y_{t+1} + \dots + c_{T-t} y_T$$

Die Konjunkturkomponenten der Zeitreihe ergeben sich somit alle als verschiedene Linearkombinationen der Zeitreihenwerte  $y_1, \dots, y_T$ . Diese Methode hat damit den Vorteil, dass sich die Output-Lücke  $y_t^g$  ohne die Hinzunahme von Prognosewerten bis an den aktuellen Rand heran berechnen lässt.

#### Multivariate Verfahren

**745.** Der Sachverständigenrat verwendete in früheren Gutachten zur Schätzung des Produktionspotentials eine limitationale Produktionsfunktion mit Kapital als limitierendem Faktor. Dieses Verfahren wurde wegen der

<sup>4)</sup> Rotemberg unterstellt bei Quartalsdaten in der Regel, dass  $m = 16$  und  $v = 5$ .

<sup>5)</sup> Die Filtergewichte  $c_i$  ergeben sich dabei als Inverse der diskreten Fouriertransformierten (Schlittgen und Streitberg, 1999, Seiten 72 f.).

Umstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf das ESVG 1995 letztmalig im Jahresgutachten 1998 eingesetzt. Seit August 2002 liegen nun auch rückgerechnete, revidierte Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nach dem ESVG 1995 für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 1991 vor, so dass unter anderem aus diesem Grund die **kapitalstockorientierte Methode des Sachverständigenrates** in der vorliegenden Untersuchung wieder aufgegriffen wird.

**746.** Diesem Ansatz liegt die Annahme zugrunde, dass konjunkturelle Schwankungen in der Kapazitätsauslastung primär durch den Unternehmensbereich ohne die Bereiche Land- und Forstwirtschaft, Fischerei sowie ohne den Bereich der Wohnungsvermietung verursacht werden. Für diese Sektoren wird ebenso wie für den Staat Vollausslastung der Kapazitäten unterstellt. Das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential ergibt sich somit aus der Addition des geschätzten Potentials des Unternehmenssektors in der genannten Abgrenzung und der tatsächlichen Bruttowertschöpfung der anderen Bereiche.

**747.** Die Produktionspotentialsschätzung für den oben definierten Unternehmensbereich beruht auf der beobachteten Kapitalproduktivität  $\hat{k}_t$ , die sich als Verhältnis der Bruttowertschöpfung dieses Unternehmensbereichs zum zugehörigen Kapitalbestand  $K_t$  bestimmt. Aus der empirischen Kapitalproduktivität wird in mehreren Schritten die potentielle Kapitalproduktivität berechnet, mittels derer die Berechnung des Produktionspotentials erfolgt. Zunächst werden dabei für die empirische Kapitalproduktivität anhand ausgeprägter lokaler Minima der Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts abgeschlossene Zyklen bestimmt. Anschließend werden trendmäßige Kapitalproduktivitäten  $\hat{k}_t$  für die so festgelegten Stützzeiträume unter der Nebenbedingung geschätzt, dass sich die einzelnen Trendgeraden dort schneiden, wo die produktivitätszyklengerecht festgelegten Stützzeiträume aneinandergrenzen (Spline-Regression):

$$\hat{k}_t = \gamma + \delta_0 \cdot t + \sum_{i=1}^n \delta_i \cdot d_{i,t},$$

wobei  $d_{i,t}$  Trenddummy-Variablen darstellen:

$$d_{i,t} = \begin{cases} 0 & t \leq t_i \\ t - t_i & t > t_i \end{cases}.$$

Dabei bezeichnen  $\gamma$  eine Konstante,  $t$  den Zeitindex,  $t_i$  den Zeitpunkt des  $i$ -ten Strukturbruchs und  $n$  die Anzahl der Strukturbrüche beziehungsweise die Anzahl der ausgeprägten Konjunkturtiefpunkte.

Die potentielle Kapitalproduktivität  $k_t^*$  ergibt sich schließlich durch die Parallelverschiebung der so geschätzten Trendfunktion durch denjenigen Wert der tatsächlich beobachteten Kapitalproduktivität, der von seinem Trendwert am weitesten nach oben abweicht:

$$\ln k_t^* = d_0 + \ln \hat{k}_t, \text{ mit } d_0 = \max_{i=1, \dots, T} (\ln k_t - \ln \hat{k}_t).$$

Die Multiplikation der potentiellen Kapitalproduktivität mit dem jeweiligen Kapitalstock liefert damit ein technisch maximales Produktionspotential. Dieses ist per definitionem immer größer oder gleich dem Bruttoinlandsprodukt, und folglich ist der zugehörige Auslastungsgrad, als Quotient aus Bruttoinlandsprodukt und Produktionspotential, immer kleiner oder gleich eins.

**748.** Der ebenfalls produktionstheoretisch fundierte, **nicht-parametrische Ansatz**, wie er von der Deutschen Bundesbank verwendet wird, unterstellt, dass sich die gesamtwirtschaftliche Produktion  $Y$  durch eine Funktion mit den Faktoren Arbeit ( $L$ ), Kapital ( $K$ ) und Stand der Technik ( $A$ ) darstellen lässt:

$$Y_t = F(L_t, K_t) \cdot A_t.$$

Die Schätzung des Produktionspotentials beziehungsweise der Output-Lücke erfolgt beim nicht-parametrischen Ansatz jedoch ohne eine Vorgabe bezüglich der konkreten Form der Produktionsfunktion.

**749.** Unter der Annahme konstanter Skalenerträge und eines kostenminimierenden Faktoreinsatzes ergeben sich folgende Wachstumsraten der Produktion (Tödter und von Thadden, 2000, Seiten 5 f.):

$$\Delta y_t = \tilde{\alpha}_t \cdot \Delta l_t + (1 - \tilde{\alpha}_t) \cdot \Delta k_t + \Delta a_t,$$

wobei  $\Delta$  für den Differenzenoperator steht. Somit bezeichnen  $\Delta y$ ,  $\Delta l$  und  $\Delta k$  die Zuwachsraten der Produktion, des Arbeitseinsatzes und des Kapitaleinsatzes. Die Größe  $\Delta a_t$  steht für die Zuwachsrate der totalen Faktorproduktivität, die alle Einflüsse auf das Wachstum zusammenfasst, die nicht durch die Faktoren Arbeit und Kapital erklärt werden. Die Annahme kostenminimierenden Faktoreinsatzes erlaubt es bei unterstellter Grenzproduktivitätsentlohnung, die als zeitvariabel angenommene Produktionselastizität des Faktors Arbeit durch die jeweilige Lohnquote ( $\tilde{\alpha}_t$ ) zu approximieren.<sup>6)</sup>

Die Bestimmung des Produktionspotentials erfolgt beim nicht-parametrischen Verfahren in drei Schritten. Zunächst wird die Zuwachsrate der totalen Faktorproduktivität, das Solow-Residuum  $\Delta a_t$ , folgendermaßen berechnet:

$$\Delta a_t \equiv \Delta y_t - \tilde{\alpha}_t \cdot \Delta l_t - (1 - \tilde{\alpha}_t) \cdot \Delta k_t.$$

In einem zweiten Schritt werden die Trendwerte für die Zuwachsraten der Faktoren Arbeit und Kapital und der totalen Faktorproduktivität mittels des Hodrick-Prescott-Filters berechnet. Abschließend werden die so ermittelten Trendwerte  $\Delta l_t^*$ ,  $\Delta k_t^*$  und  $\Delta a_t^*$  in die oben spezifizierte Produktionsfunktion eingesetzt. Dieses Vorgehen liefert folgende Wachstumsraten des Produktionspotentials:

$$\Delta y_t^* = \tilde{\alpha}_t \cdot \Delta l_t^* + (1 - \tilde{\alpha}_t) \cdot \Delta k_t^* + \Delta a_t^*.$$

<sup>6)</sup> Die Annahme einer zeitinvarianten Produktionselastizität des Faktors Arbeit würde in diesem Ansatz zu der üblicherweise verwendete Cobb-Douglas-Produktionsfunktion führen.

Die logarithmierten Niveauewerte des Produktionspotentials ergeben sich damit durch folgende Aufsummierung der Änderungsraten:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \tilde{\alpha}_t \cdot \Delta l_t^* + (1 - \tilde{\alpha}_t) \cdot \Delta k_t^* + \Delta a_t^* .$$

Der Startwert  $y_0^*$  wird dabei so gewählt, dass die Output-Lücke ( $y_t - y_t^*$ ) im Durchschnitt des Schätzzeitraums den Wert null annimmt.

Positiv für das nicht-parametrische Verfahren ist anzumerken, dass es einen generellen Funktionstyp einer Produktionsfunktion verwendet. Problematisch ist, dass hier die Parameter der Produktionsfunktion nicht ökonomisch geschätzt werden, sondern dass für die Potentialschätzung lediglich bestimmte Parameter (wie die Lohnquote  $\tilde{\alpha}_t$  gesetzt werden.

**750.** Im Gegensatz zum nicht-parametrischen Verfahren wird im Folgenden die Annahme einer zeitvariablen Produktionselastizität des Faktors Arbeit fallengelassen und somit – bei weiterhin geltender Annahme konstanter Skalenerträge – eine **Cobb-Douglas-Produktionsfunktion** zur Schätzung des Produktionspotentials verwendet. Diese ist hier folgendermaßen spezifiziert:

$$Y_t = L_t^\alpha \cdot K_t^{1-\alpha} \cdot A_t ,$$

wobei  $\alpha$  die Produktionselastizität des Faktors Arbeit bezeichnet. Da der Stand der Technik  $A$  eine unbeobachtete Größe darstellt, wird er in der empirisch orientierten Literatur häufig als exogener exponentieller deterministischer Trend modelliert ( $A_t = A_0 e^{\delta_0 t}$ ). Dies führt (nach Logarithmierung) zunächst zu folgender Schätzgleichung:

$$y_t = \gamma + \delta_0 \cdot t + \alpha \cdot l_t + (1 - \alpha) \cdot k_t + \varepsilon_t ,$$

wobei  $\gamma$  eine Konstante,  $\delta_0$  die konstante Rate des technischen Fortschritts und  $\varepsilon_t$  eine Störgröße bezeichnen. In der vorliegenden Untersuchung werden jedoch mögliche Strukturbrüche in der Wachstumsrate des technischen Fortschritts berücksichtigt, was zu folgender Schätzgleichung führt (Spline-Regression):

$$y_t = \gamma + \delta_0 \cdot t + \sum_{i=1}^n \delta_i \cdot d_{i,t} + \alpha \cdot l_t + (1 - \alpha) \cdot k_t + \varepsilon_t .$$

Die obige Schätzgleichung kann folgendermaßen in Zuwachsraten formuliert werden:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^n \delta_i \cdot e_{i,t} + \alpha \cdot \Delta l_t + (1 - \alpha) \cdot \Delta k_t + u_t ,$$

wobei  $u_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$  und die Dummy-Variablen  $e_{i,t}$  wie folgt definiert sind:

$$e_{i,t} = \begin{cases} 0 & t \leq t_i \\ 1 & t > t_i \end{cases} .$$

**751.** Die Bestimmung des Produktionspotentials erfolgt beim hier betrachteten Ansatz in drei Schritten. Eine Kleinste-Quadrate-Schätzung der in Zuwachsraten formulierten Schätzgleichung (Produktionsfunktion) liefert zunächst Schätzwerte  $\hat{\delta}_i, i = 0, \dots, n$  für die Zuwachsraten des technischen Fortschritts in den einzelnen Stützbereichen, sowie den Schätzwert  $\hat{\alpha}$  für die Produktionselastizität des Faktors Arbeit.

In einem zweiten Schritt werden die Trendwerte für die Zuwachsraten der Faktoren Arbeit und Kapital mittels des Hodrick-Prescott-Filters berechnet. Abschließend werden die so ermittelten Trendwerte  $\Delta l_t^*$  und  $\Delta k_t^*$  in die geschätzte Produktionsfunktion eingesetzt. Dieses Vorgehen liefert folgende Wachstumsraten des Produktionspotentials:

$$\Delta y_t^* = \hat{\delta}_0 + \sum_{i=1}^n \hat{\delta}_i \cdot e_{i,t} + \hat{\alpha} \cdot \Delta l_t^* + (1 - \hat{\alpha}) \cdot \Delta k_t^* .$$

Die logarithmierten Niveauewerte des Produktionspotentials ergeben sich damit wie folgt:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \hat{\delta}_0 + \sum_{i=1}^n \hat{\delta}_i \cdot e_{i,t} + \hat{\alpha} \cdot \Delta l_t^* + (1 - \hat{\alpha}) \cdot \Delta k_t^* .$$

Der Startwert  $y_0^*$  wird dabei so gewählt, dass die Output-Lücke ( $y_t - y_t^*$ ) im Durchschnitt des Schätzzeitraums den Wert null annimmt.

#### Zustandsraummodelle mit unbeobachtbaren Komponenten

**752.** Eine weitere Möglichkeit zur Berechnung des Produktionspotentials und der Output-Lücke basiert auf der Schätzung von Zustandsraummodellen mit unbeobachtbaren Komponenten. In der Zustandsraumdarstellung lassen sich auch unbeobachtbare Größen, wie das Produktionspotential  $y_t^*$  und die Output-Lücke  $y_t^g$ , spezifizieren. Diese werden als Zustandsvariablen bezeichnet und machen die Dynamik des Modells aus. Die beobachtbare Produktion  $y_t$  wird dagegen als Outputvariable bezeichnet und kontemporär durch die Zustandsvariablen erklärt.

**753.** Im **univariaten Zustandsraummodell von Watson** (1986) wird für die Zustandsvariablen  $y_t^*$  und  $y_t^g$  jeweils ein spezifischer stochastischer Prozess modelliert, wobei verschiedene Modelle denkbar sind. Zu berücksichtigen ist dabei, dass  $y_t^*$  eine nicht-stationäre Größe darstellt, während für  $y_t^g$  eine Stationaritätsannahme getroffen wird. Zur Schätzung des Produktionspotentials und der Output-Lücke wird in diesem Modell für das Produktionspotential  $y_t^*$  ein Random-Walk mit konstanter Drift  $v$  unterstellt<sup>7)</sup>:

$$y_t^* = v + y_{t-1}^* + \varepsilon_{1t} .$$

<sup>7)</sup> Damit enthält das Produktionspotential eine feste Trendkomponente.

Für die Output-Lücke  $y_t^g$  wird – wie in der empirischen Literatur üblich – von einem stationären autoregressiven Prozess ausgegangen. Watson (1986) geht dabei von folgendem Prozess zweiter Ordnung aus:

$$y_t^g = \alpha_1 y_{t-1}^g + \alpha_2 y_{t-2}^g + \varepsilon_{2t}.$$

Für die Störgrößen wird angenommen, dass sie unkorreliert und normalverteilt sind:

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2), \quad i = 1, 2.$$

**754.** Im **multivariaten Zustandsraummodell nach Gerlach und Smets** (1999) werden folgende Annahmen getroffen:

Wie im univariaten Modell gilt  $y_t = y_t^* + y_t^g$  und für die Output-Lücke  $y_t^g$  wird ebenfalls der folgende stationäre autoregressive Prozess zweiter Ordnung unterstellt:

$$y_t^g = \alpha_1 y_{t-1}^g + \alpha_2 y_{t-2}^g + \varepsilon_{1t}.$$

Für das Produktionspotential  $y_t^*$  wird dagegen von einem Random-Walk mit zeitvariabler Drift  $v_t$  ausgegangen:

$$y_t^* = v_t + y_{t-1}^* + \varepsilon_{2t}, \text{ mit } v_t = v_{t-1} + \varepsilon_{3t}.$$

Für den Driftterm  $v_t$  wird also ebenfalls ein Random-Walk unterstellt, so dass aufgrund der zusätzlichen Stochastik des Driftterms eine Vielzahl von Anpassungspfaden infolge von Schocks möglich ist.

Zusätzlich wird in diesem multivariaten Zustandsraummodell eine modifizierte Phillipskurve für den Zusammenhang zwischen der Änderung der Inflationsrate  $\Delta\pi_t$  und der Output-Lücke  $y_t^g$  auf folgende Weise berücksichtigt:

$$\Delta\pi_t = \lambda \cdot y_{t-1}^g + \beta_1 \cdot \Delta\pi_{t-1} + \beta_2 \cdot \Delta\pi_{t-2} + \varepsilon_{4t}.$$

Für die Störgrößen wird angenommen, dass sie unabhängig identisch normalverteilt sind:

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2), \quad i = 1, 2, 3, 4.$$

**755.** Mit Hilfe des **Kalman-Filters** können – Bekanntheit der Modellparameter vorausgesetzt – die historischen Verläufe des Produktionspotentials und der Output-Lücke rekonstruiert werden. Für die im Normalfall unbekannt Parameter des jeweiligen Modells ( $v, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$  im univariaten Fall und  $\alpha_1, \alpha_2, \lambda, \beta_1, \beta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \sigma_4^2$  im multivariaten Fall) lässt sich, nach der Überführung in Zustandsraumform, unter Rückgriff auf die Kalmanfilterrekursionen die zugehörige Likelihood-Funktion bestimmen und mittels numerischer Optimierungsroutinen maximieren. Mit den so geschätzten Parameterwerten können dann die Kalmanfilter- und Kalmanglätterrekursionen durchgeführt werden, um die

Verläufe des Produktionspotentials und der Output-Lücke zu berechnen (Hamilton, 1994, Seiten 372 ff.).

Der Vorteil dieser Zustandsraummodelle mit unbeobachteten Komponenten liegt in der simultanen Schätzung des Produktionspotentials und der Modellparameter, so dass in diesen Modellen keine Setzungen nötig sind. Problematisch bei der Spezifikation des Produktionspotentials und der Output-Lücke ist, dass die jeweilige Funktionsform genau vom Anwender vorgegeben werden muss. Ein genereller Nachteil ist, dass die Anwendung der iterativen Maximum-Likelihood-Schätzung sehr sensibel auf die Wahl der Startwerte für die Modellparameter und die Zustandsvariablen reagiert.

### Datengrundlage

**756.** Grundlage der Produktionspotentialschätzung mittels der univariaten Verfahren (einschließlich des univariaten Zustandsraummodells) sind Jahresdaten oder nach dem Census X-12-Verfahren saisonbereinigte Quartalsdaten des Bruttoinlandsprodukts nach dem ESVG 1995 für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 2002, wobei amtliche gesamtdeutsche Daten nur für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002 vorliegen. Zur Ermittlung der Daten für die Jahre 1970 bis 1990 wurde vom Sachverständigenrat das gesamtdeutsche Bruttoinlandsprodukt des Jahres 1991 mit den westdeutschen Zuwachsraten rückverkettet. Um das Produktionspotential mit den verschiedenen statistischen Filtermethoden auch für den aktuellen Rand schätzen zu können, wird die jeweilige Zeitreihe der Produktion mit Hilfe eines ARIMA-Modells in die Zukunft extrapoliert. Für die Schätzung mit dem HP-Filter werden sowohl Jahres- als auch Quartalsdaten verwendet, für die übrigen statistischen Filtermethoden und das univariate Zustandsraummodell werden nur Quartalsdaten zur Produktionspotentialschätzung herangezogen.

Der Produktionspotentialschätzung nach der kapitalstockorientierten Methode des Sachverständigenrates liegen Jahresdaten des Bruttoinlandsprodukts, der Bruttowertschöpfung des Unternehmensbereichs ohne Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und ohne den Bereich der Wohnungsvermietung sowie des Kapitalbestands des so definierten Unternehmenssektors für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 2002 zugrunde. Zur Ermittlung nicht vorliegender gesamtdeutscher Daten für die Jahre 1970 bis 1990 wurden die amtlichen gesamtdeutschen Daten für die oben definierte Bruttowertschöpfung der Jahre 1991 bis 2002 über das Jahr 1991 mit den westdeutschen Zuwachsraten dieser Aggregate rückverkettet. Auch für den Kapitalbestand dieses Unternehmenssektors gibt es amtliche gesamtdeutsche Daten nach dem ESVG 1995 nur für den Zeitraum der Jahre 1991 bis 2002, so dass es für die Berechnung der Kapitalbestandsdaten für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 1990 unumgänglich war, ebenfalls eine Rückverkettung mit den westdeutschen Daten, die darüber hinaus nur in der Abgrenzung nach dem ESVG 1979 vorliegen, vorzunehmen. Diese Rückverkettung ist wegen der stark unterschiedlichen Gegebenheiten auch bei der Entwicklung des Kapitalstocks in den beiden Gebieten mit großen Unsicherheiten behaftet.

Schaubild 73

Die Daten für das Bruttoinlandsprodukt und den Kapitalbestand entsprechen bei der Anwendung des nicht-parametrischen Verfahrens und der Schätzung der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion denen, die für die Potentialschätzung mittels der kapitalstockorientierten Methode des Sachverständigenrates verwendet wurden. Der Faktor Arbeit wird beim nicht-parametrischen Verfahren und bei der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion durch das Arbeitsvolumen abgebildet. Hier liegen Daten nach dem ESVG 1995 für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 2002 vor. Dabei wurde für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 1990 das gesamtdeutsche Arbeitsvolumen des Jahres 1991 mit den westdeutschen Zuwachsraten des Arbeitsvolumens rückverketet.

Für die Potentialschätzung mit Hilfe des multivariaten Zustandsraummodells werden zusätzlich zu den saisonbereinigten Quartalsdaten des Bruttoinlandsprodukts Quartalsdaten des deutschen Verbraucherpreisindex verwendet.

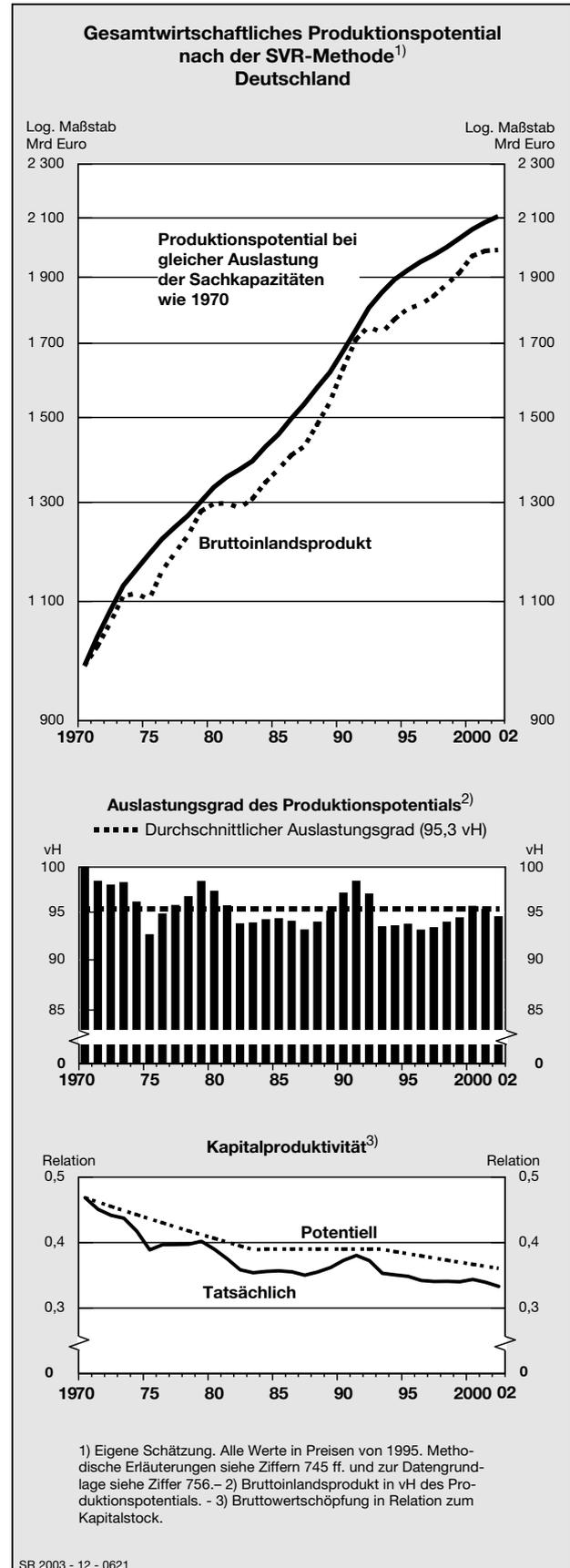
**Ergebnisse der Schätzungen**

**757.** Bei der kapitalstockorientierten Methode des Sachverständigenrates fallen in den Beobachtungszeitraum von 1970 bis 2003 drei abgeschlossene Konjunkturzyklen: 1975 bis 1982, 1982 bis 1993 und 1993 bis 2003. Die Trendkurve für die Kapitalproduktivität besteht somit aus drei miteinander verbundenen Geraden, wobei der Schätzzeitraum die Jahre 1975 bis 2003 umfasst.<sup>8)</sup> Um die Trendwerte der Kapitalproduktivitäten für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 1974 zu ermitteln, wird der Trendwert für das Jahr 1975 mit der trendmäßigen Veränderungsrate der Kapitalproduktivität im Stützzeitraum 1975 bis 1982 zurückgerechnet.

Die Schätzung der Trendfunktion mit Hilfe einer Spline-Regression liefert für die einzelnen Stützzeiträume (signifikant unterschiedliche) trendmäßige Veränderungsrate der Kapitalproduktivität (1975 bis 1982: - 1,53 vH; 1982 bis 1993: 0,01 vH; 1993 bis 2003: - 0,95 vH).

Die empirische Kapitalproduktivität, die von den trendmäßigen Kapitalproduktivitäten am weitesten nach oben abweicht, ergibt sich für das Jahr 1970, so dass in diesem Jahr ein Auslastungsgrad des Produktionspotentials von 100 vH erreicht wird (Schaubild 73).

**758.** Für das Jahr 2002 ergibt sich nach der Methode des Sachverständigenrates ein geschätztes Wachstum des (maximalen) Produktionspotentials von 1,0 vH. Dies ist der für den gesamten Beobachtungszeitraum geringste Wert für das Potentialwachstum in Deutschland. Außerdem liegen alle Schätzwerte der Wachstumsraten des Produktionspotentials im Zeitraum der letzten acht Jahre unterhalb von 2 vH (Schaubild 74). Der Schätzwert für die relative Output-Lücke wird als relative Abweichung des Auslastungsgrads des Produktionspotentials vom



<sup>8)</sup> Dabei wurde für das Bruttoinlandsprodukt und die Bruttowertschöpfung im Jahr 2003 jeweils eine Zuwachsrate von null unterstellt; der Kapitalstock für das Jahr 2003 wurde dagegen mit einem ARIMA-Modell geschätzt.



durchschnittlichen Auslastungsgrad des Produktionspotentials, dessen Wert 95,3 vH beträgt, bestimmt.<sup>9)</sup> Die relative Output-Lücke im Jahr 2002 ist damit (bei einem Auslastungsgrad von 94,5 vH) gleich  $-0,9$  vH, was auf eine geringe Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten am aktuellen Rand hindeutet. Mit Ausnahme eines schwach positiven Werts im Jahr 2000 sind die Schätzwerte der Output-Lücke im gesamten Zeitraum der Jahre 1993 bis 2002 immer negativ (Schaubild 75).

**759.** Die Schätzung der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion liefert für den Beobachtungszeitraum von 1970 bis 2002 einen signifikanten Schätzwert für die Produktionselastizität des Faktors Arbeit von 0,75 (mit einem *t*-Wert von 5,22). Mit Hilfe eines CUSUM-Tests auf Parameterstabilität (zum Signifikanzniveau von 10 %) konnten für die Zuwachsraten des technischen Fortschritts Strukturbrüche in den Jahren 1982 und 1993 identifiziert werden (Greene, 2000, Seite 356 ff.). Unter Berücksichtigung dieser Strukturbrüche liefert die Schätzung der Cobb-Douglas-Funktion mit Hilfe einer Spline-Regression die trendmäßigen Zuwachsraten des technischen Fortschritts in drei Stützzeiträumen (1971 bis 1982: 1,91 vH; 1982 bis 1993: 2,06 vH; 1993 bis 2002: 1,16 vH).

Für das Jahr 2002 liefert die Schätzung der Produktionsfunktion einen Wert für das Potentialwachstum von 1,5 vH. Die Schätzwerte der Wachstumsraten des Produktionspotentials liegen im Zeitraum der Jahre 1995 bis 2002 in einem Bereich von 1,5 vH bis 1,7 vH. Für die relative Output-Lücke im Jahr 2002 erhält man einen Wert von  $-1,3$  vH. Im Zeitraum der letzten zehn Jahre ergeben sich mit Ausnahme der Jahre 2000 und 2001 (mit einem schwach positiven Wert beziehungsweise einem Wert von null) stets negative Schätzwerte für die relative Output-Lücke.

**760.** Die geschätzte Wachstumsrate des Produktionspotentials im Jahr 2002 beträgt nach dem nicht-parametrischen Verfahren 1,0 vH. Dies ist gemeinsam mit dem Wert des Jahres 2001 der geringste Wert im gesamten Beobachtungszeitraum. Dabei ist das Potentialwachstum seit dem Jahr 1990 kontinuierlich gefallen und nimmt seit dem Jahr 1996 nur noch Werte kleiner als 2 vH an.

Die Schätzwerte der Wachstumsraten des Produktionspotentials liegen für die verschiedenen statistischen Filtermethoden (HP-Filter mit Glättungsparameter  $\lambda_{HP} = 100$  für Jahresdaten und  $\lambda_{HP} = 1\,600$  für Quartalsdaten, Rotemberg-Filter, Baxter-King-Filter und Bandpass-Filter nach Christiano und Fitzgerald) im Jahr 2002 in einem engen Bereich von 1,5 vH bis 1,7 vH und damit vergleichsweise niedrig. Die geschätzten Potentialwachstumsraten aller betrachteten Filtermethoden weisen für die letzten acht Jahre Werte von unter 2 vH auf (mit Ausnahme von Werten knapp über 2 vH für den

Rotemberg-Filter in den Jahren 1995 und 1996). Die Schätzergebnisse für die Wachstumsraten des Produktionspotentials unter Verwendung des Baxter-King-Filters entsprechen dabei nahezu den Ergebnissen des HP(1600)-Filters. Der Rotemberg-Filter führt zu einem sehr glatten Verlauf der geschätzten Potentialwachstumsraten, dagegen besitzen die aus dem Bandpass-Filter nach Christiano und Fitzgerald resultierenden Potentialwachstumsraten eine vergleichsweise hohe Varianz.

Der Schätzwert der Wachstumsrate des Produktionspotentials liegt für das univariate Zustandsraummodell im Jahr 2002 bei 2,1 vH, im multivariaten Modell ergibt sich am aktuellen Rand ein Potentialwachstum von 2,0 vH. Für den gesamten Beobachtungszeitraum schwankt das Potentialwachstum mehr (für das univariate Modell) oder weniger (für das multivariate Modell) stark um den Wert von 2 vH (Schaubild 76, Seite 422).

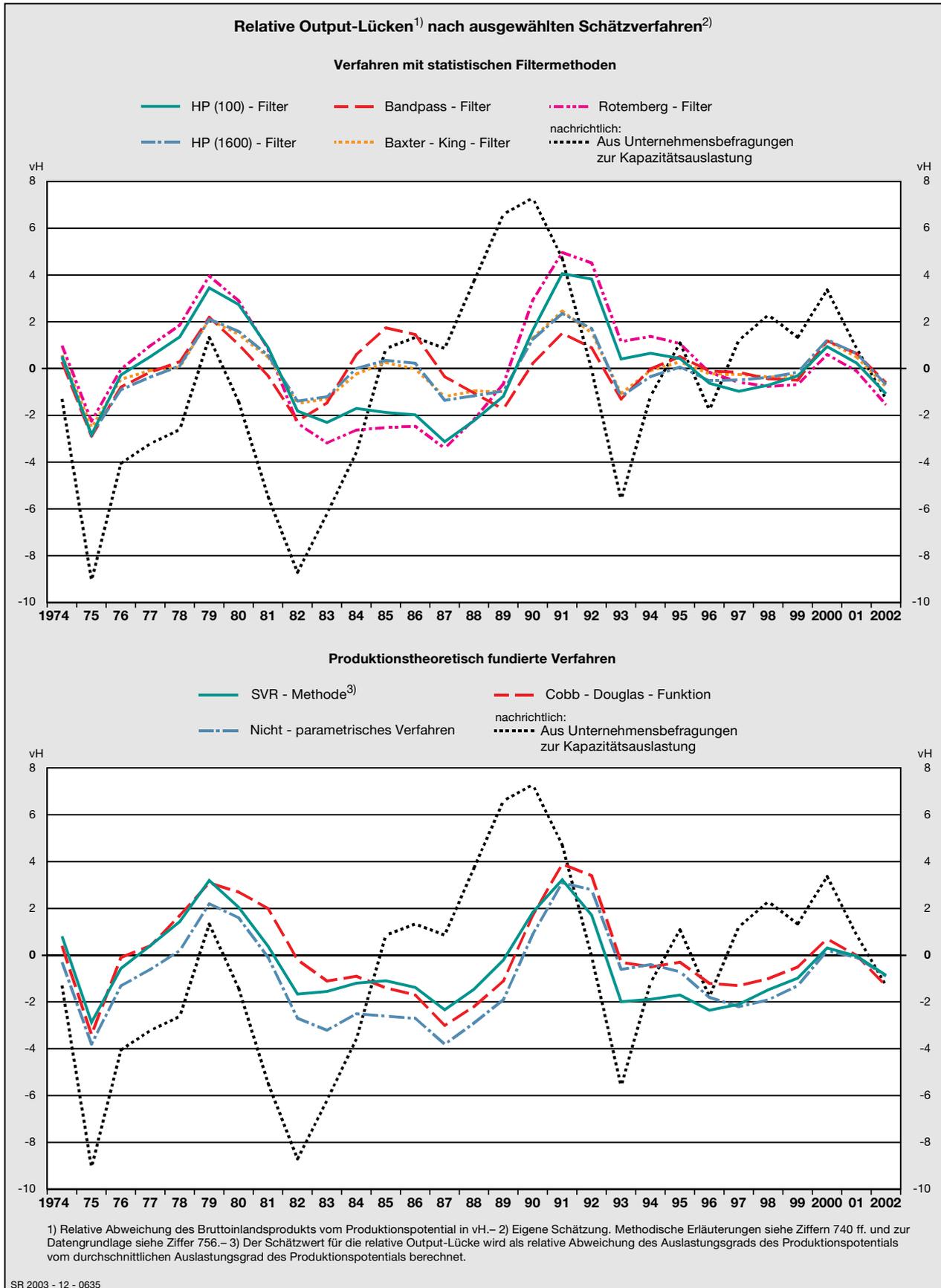
**761.** Die Berechnung der Korrelationsmatrix für die verschiedenen geschätzten Potentialwachstumsraten und für die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts für den Zeitraum der Jahre 1974 bis 2002 zeigt Folgendes (Tabelle 75, Seite 423):

- Die Korrelationen der verschiedenen Potentialwachstumsraten mit der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts liegen in einem Bereich von 0,17 bis 0,67. Am geringsten fallen diese für das multivariate Zustandsraummodell und den Rotemberg-Filter aus. Grundsätzlich gilt: je stärker die Glättung der Zeitreihe, desto geringer die Korrelation der entsprechenden geschätzten Potentialwachstumsraten mit der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts.
- Die Korrelationen der verschiedenen Potentialwachstumsraten untereinander weisen eine recht große Streuung auf und liegen in einem Bereich von 0,30 bis 0,97. Dabei sind die Korrelationen der Potentialwachstumsraten des multivariaten Zustandsraummodells und des Rotemberg-Filters mit den Potentialwachstumsraten der übrigen Schätzverfahren vergleichsweise gering.
- Insgesamt ist trotz der vorhandenen (großen) Streuung der verschiedenen Korrelationen ein Gleichlauf der verschiedenen geschätzten Potentialwachstumsraten für den Zeitraum der Jahre 1974 bis 2002 zu konstatieren, da alle Korrelationen größer oder gleich 0,3 und mehr als 80 vH der Korrelationen größer als 0,5 sind.

**762.** Der Schätzwert der relativen Output-Lücke nach dem nicht-parametrischen Verfahren ist im Jahr 2002 gleich  $-0,9$  vH, was eine Unterauslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten am aktuellen Rand anzeigt. Mit Ausnahme des Jahres 2000 (mit einer relativen Output-Lücke von 0,2 vH) ist die Output-Lücke im Zeitraum der letzten zehn Jahre immer negativ.

Die Schätzwerte der relativen Output-Lücke für die verschiedenen statistischen Filtermethoden liegen am aktuellen Rand in einem Bereich von  $-0,6$  vH bis  $-1,6$  vH. Somit diagnostizieren alle Verfahren eine Unterauslas-

<sup>9)</sup> Dieses Vorgehen entspricht dem Wechsel des Konzepts von einem technisch maximalen Produktionspotential zu einem Produktionspotential bei Normalauslastung der Kapazitäten.



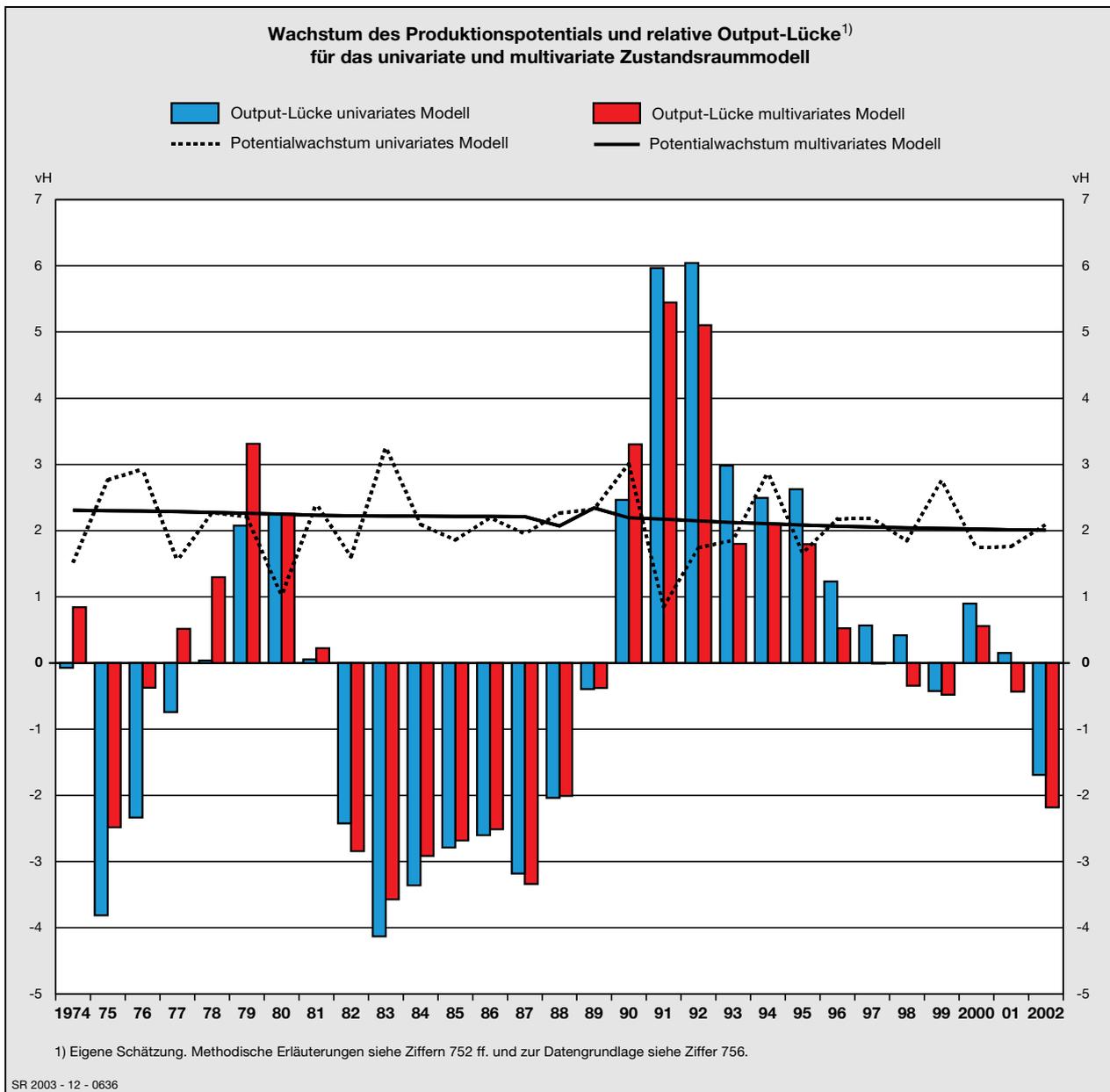
tung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Jahr 2002. Mit Ausnahme des Jahres 2000 fällt die geschätzte Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Zeitraum der letzten zehn Jahre für die statistischen Filtermethoden (abgesehen vom Rotemberg-Filter für den Zeitraum der Jahre 1993 bis 1995) eher gering aus. Eine Betrachtung des gesamten Schätzzeitraums zeigt zudem, dass die aus dem Rotemberg-Filter resultierenden Output-Lücken die größte Varianz aufweisen.

Für die relative Output-Lücke ergibt sich im univariaten Zustandsraummodell im Jahr 2002 ein Schätzwert von  $-1,7$  vH, das multivariate Modell liefert einen Schätz-

wert von  $-2,2$  vH (Schaubild 76). Die Schätzwerte der Output-Lücke weisen dabei für beide Modelle eine deutlich höhere Varianz auf als die Schätzwerte aller anderen betrachteten Schätzverfahren, und insbesondere die positiven Schätzwerte im Zeitraum der Jahre 1993 bis 1997 passen nicht ins Gesamtbild der übrigen Verfahren.

**763.** Mittels Daten des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, München, zur Kapazitätsauslastung der Produktionsanlagen von Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe kann die relative Output-Lücke als relative Abweichung des Kapazitätsauslastungsgrads von seinem

Schaubild 76



**Korrelationsmatrix für die Wachstumsraten des Produktionspotentials und des Bruttoinlandsprodukts für den Zeitraum der Jahre 1974 bis 2002 nach ausgewählten Schätzverfahren**

	HP (100)-Filter	HP (1600)-Filter	Bandpass-Filter	Baxter-King-Filter	Rotenberg-Filter	SVR-Methode	Nicht-parametrisches Verfahren	Cobb-Douglas-Funktion	Multivariates Zustandsraummodell	Bruttoinlandsprodukt
HP(100)-Filter .....	1									
HP(1600)-Filter .....	0,84	1								
Bandpass-Filter .....	0,71	0,92	1							
Baxter-King-Filter .....	0,78	0,97	0,92	1						
Rotenberg-Filter .....	0,80	0,42	0,30	0,38	1					
SVR-Methode .....	0,84	0,75	0,60	0,71	0,63	1				
Nicht-parametrisches Verfahren .....	0,97	0,77	0,64	0,72	0,82	0,83	1			
Cobb-Douglas-Funktion .....	0,87	0,61	0,47	0,56	0,88	0,76	0,81	1		
Multivariates Zustandsraummodell .....	0,59	0,41	0,34	0,41	0,73	0,46	0,63	0,53	1	
Bruttoinlandsprodukt .....	0,43	0,65	0,54	0,67	0,21	0,46	0,43	0,34	0,17	1

Durchschnitt ermittelt werden. Der Kapazitätsauslastungsgrad im Verarbeitenden Gewerbe eignet sich zwar nur bedingt zur Bestimmung einer gesamtwirtschaftlichen Output-Lücke, im Gegensatz zu allen vorher betrachteten Schätzverfahren liegt hier jedoch eine direkt ermittelte (und nicht geschätzte) Information über den Verlauf der Output-Lücke im Beobachtungszeitraum vor. Die Schätzung der so berechneten Output-Lücke liefert dabei ausgeprägte konjunkturelle Tiefpunkte in den Jahren 1975, 1982 und 1993, sowie ausgeprägte konjunkturelle Hochpunkte in den Jahren 1979, 1990 und 2000. Diese Konjunkturwendepunkte stimmen nahezu (mit Einschränkungen für die betrachteten Zustandsraummodelle) mit den von den verschiedenen Schätzverfahren implizierten Wendepunkten überein.

**Zusammenfassung**

**764.** Die Berechnungen des Produktionspotentials für Deutschland für den Zeitraum der Jahre 1970 bis 2002 zeigen, abgesehen von den Ergebnissen der Zustandsraummodelle mit unbeobachtbaren Komponenten, dass spätestens seit Mitte der neunziger Jahre eine spürbare Abschwächung des Potentialwachstums in Deutschland stattgefunden hat, die in vergleichsweise niedrigen Wachstumsraten für das Jahr 2002 in einem Bereich von 1,0 vH bis 1,7 vH (mit einem Median von 1,5 vH) mündete. Zusätzlich sind die Schätzwerte der relativen Output-Lücke im Zeitraum der letzten zehn Jahre meistens negativ oder nur schwach positiv. Am aktuellen Rand liegen sie dabei in einem Bereich von -0,6 vH bis -1,6 vH (mit einem Median von -0,95 vH). Aufgrund dieser Ergebnisse kann man von einem andauernd schwachen Wachstum der gesamtwirtschaftlichen Pro-

duktionsmöglichkeiten und einer anhaltend geringen gesamtwirtschaftlichen Nachfrage in Deutschland sprechen.

Die Schätzergebnisse für das univariate und multivariate Zustandsraummodell zeigen sowohl für die Wachstumsraten des Produktionspotentials als auch für die relative Output-Lücke einen anderen Verlauf als die Ergebnisse aller übrigen Schätzverfahren. Die geschätzten Potentialwachstumsraten schwanken mehr (für das univariate Modell) oder weniger (für das multivariate Modell) stark um einen Wert von etwa 2 vH, was nicht sonderlich plausibel ist. Bei der Schätzung der Output-Lücke passen insbesondere die positiven Werte Mitte der neunziger Jahre nicht ins Gesamtbild. Die Schätzergebnisse der Zustandsraummodelle mit unbeobachtbaren Komponenten sind insofern mit großer Vorsicht zu interpretieren, als die erhaltenen Schätzwerte sehr sensibel auf veränderte Startwerte reagieren.

Die Berechnungen der relativen Output-Lücke zeigen, dass deren Schätzung mit einer recht großen Unsicherheit behaftet ist. So weichen die verschiedenen Schätzwerte für die relative Output-Lücke teilweise um bis zu vier Prozentpunkte voneinander ab (bei Berücksichtigung der Zustandsraummodelle sind diese Abweichungen teilweise noch deutlich größer), und nicht selten ist keine sichere Aussage über das Vorzeichen der Output-Lücke möglich, was zu einer sehr vorsichtigen Interpretation der Schätzergebnisse mahnt. Diese Unsicherheitsmarge bei der Berechnung der Output-Lücke verdeutlicht aber auch die Problematik, sich auf ein einziges Schätzverfahren zu beschränken und nicht auch alternative Schätzverfahren zu betrachten.

## Literatur

- Baxter, M. und R. G. King (1999) *Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series*, Review of Economics and Statistics, 81, 573 – 593.
- Christiano, L. J. und T. J. Fitzgerald (1999) *The Band Pass Filter*, Working Paper 7257, NBER.
- De Brouwer, G. (1998) *Estimating Output Gaps*, Research Discussion Paper 9809, Reserve Bank of Australia.
- Denis, C., K. Mc Morrow und W. Roeger (2002) *Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps. Estimates for the EU Member States and the US*, Economic Paper Number 176, European Commission, Brussels.
- Deutsche Bundesbank (2003) *Zur Entwicklung des Produktionspotenzials in Deutschland*, Monatsbericht März 2003, 43 – 54.
- Döpke, J. und O. Chagny (2001) *Measures of the Output Gap in the Euro-Zone: An Empirical Assessment of Selected Methods*, Mimeo, Kiel.
- Dupasquier, C., Guay, A. und P. St.-Amant (1997) *A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap*, Bank of Canada Working Paper, 97-5, Ottawa.
- Gerlach, S. und F. Smets (1999) *Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area*, European Economic Review, 43, 801 – 812.
- Greene, W. H. (2000) *Econometric Analysis*, New Jersey.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton.
- Hodrick, R. und E. Prescott (1997) *Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation*, Journal of Money, Credit and Banking, 29, 1 – 16.
- Pedersen, T. M. (2002) *Alternative Linear and Non-Linear Detrending Techniques: a Comparative Analysis Based on Euro-Zone Data*, Mimeo, Luxembourg.
- Rotemberg, J. J. (1998) *A Method for Decomposing Time Series into Trend and Cycle Components*, Mimeo, Harvard.
- Schlittgen, R. und H. J. Streitberg (1999) *Zeitreihenanalyse*, München.
- Schumacher, C. (2002) *Alternative Schätzansätze für das Produktionspotenzial im Euroraum*, Baden-Baden.
- Tödter, K.-H. und L. von Thadden (2000) *A Non-Parametric Framework for Potential Output in Germany*, Mimeo, Frankfurt am Main.
- Watson, M. W. (1986) *Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends*, Journal of Monetary Economics, 18, 49 – 75.