

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 Trendoutput¹⁾ 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.²⁾ 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.

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

²⁾ 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 $Y_t^{g,rel.} \cong \ln Y_t - \ln Y_t^* = y_t - y_t^*$ dargestellt³⁾, 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 λ_{HP} bestimmt. Je größer der Wert für λ_{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.

³⁾ 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 λ 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 λ (der grundsätzlich dem Glättungsparameter λ_{HP} der HP-Filtermethode entspricht).⁴⁾ Dabei gilt: Je größer der Wert des Parameters λ , 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 λ 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 gilt⁵⁾:

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

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

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

⁵⁾ 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 Produktionspotentialschätzung 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 γ 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 Δ für den Differenzenoperator steht. Somit bezeichnen Δy , Δl und Δk die Zuwachsraten der Produktion, des Arbeitseinsatzes und des Kapitaleinsatzes. Die Größe Δa_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.⁶⁾

Die Bestimmung des Produktionspotentials erfolgt beim nicht-parametrischen Verfahren in drei Schritten. Zunächst wird die Zuwachsrate der totalen Faktorproduktivität, das Solow-Residuum Δa_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 Δl_t^* , Δk_t^* und Δa_t^* in die oben spezifizierte Produktionsfunktion eingesetzt. Dieses Vorgehen liefert folgende Wachstumsraten des Produktionspotentials:

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

⁶⁾ 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 α 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 γ eine Konstante, δ_0 die konstante Rate des technischen Fortschritts und ε_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 Δl_t^* und Δk_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 unterstellt⁷⁾:

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

⁷⁾ 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.

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

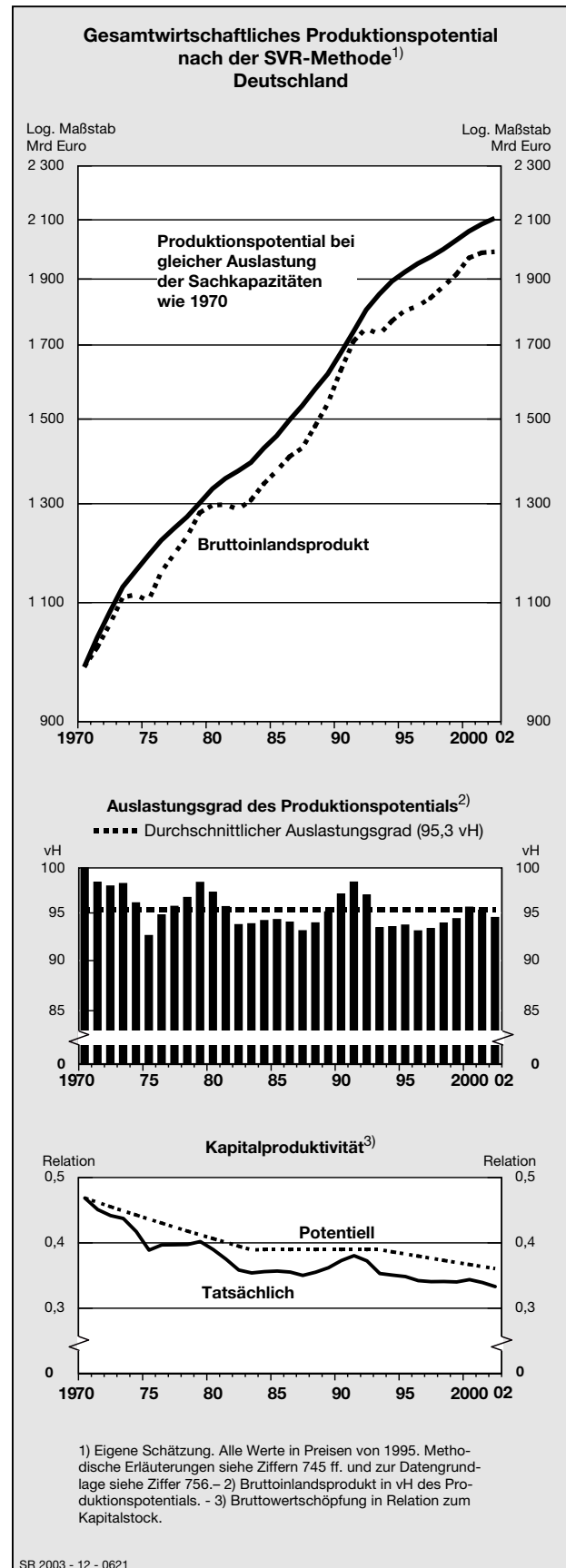
757. Bei der kapitalstockorientierten Methode des Sachverständigenrates fallen in den Beobachtungszeitraum von 1970 bis 2003 drei abgeschlossene Konjunkturzyklen: 1975 bis 1982, 1982 bis 1993 und 1993 bis 2003. Die Trendkurve für die Kapitalproduktivität besteht somit aus drei miteinander verbundenen Geraden, wobei der Schätzzeitraum die Jahre 1975 bis 2003 umfasst.⁸⁾ 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

⁸⁾ 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.⁹⁾ 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).

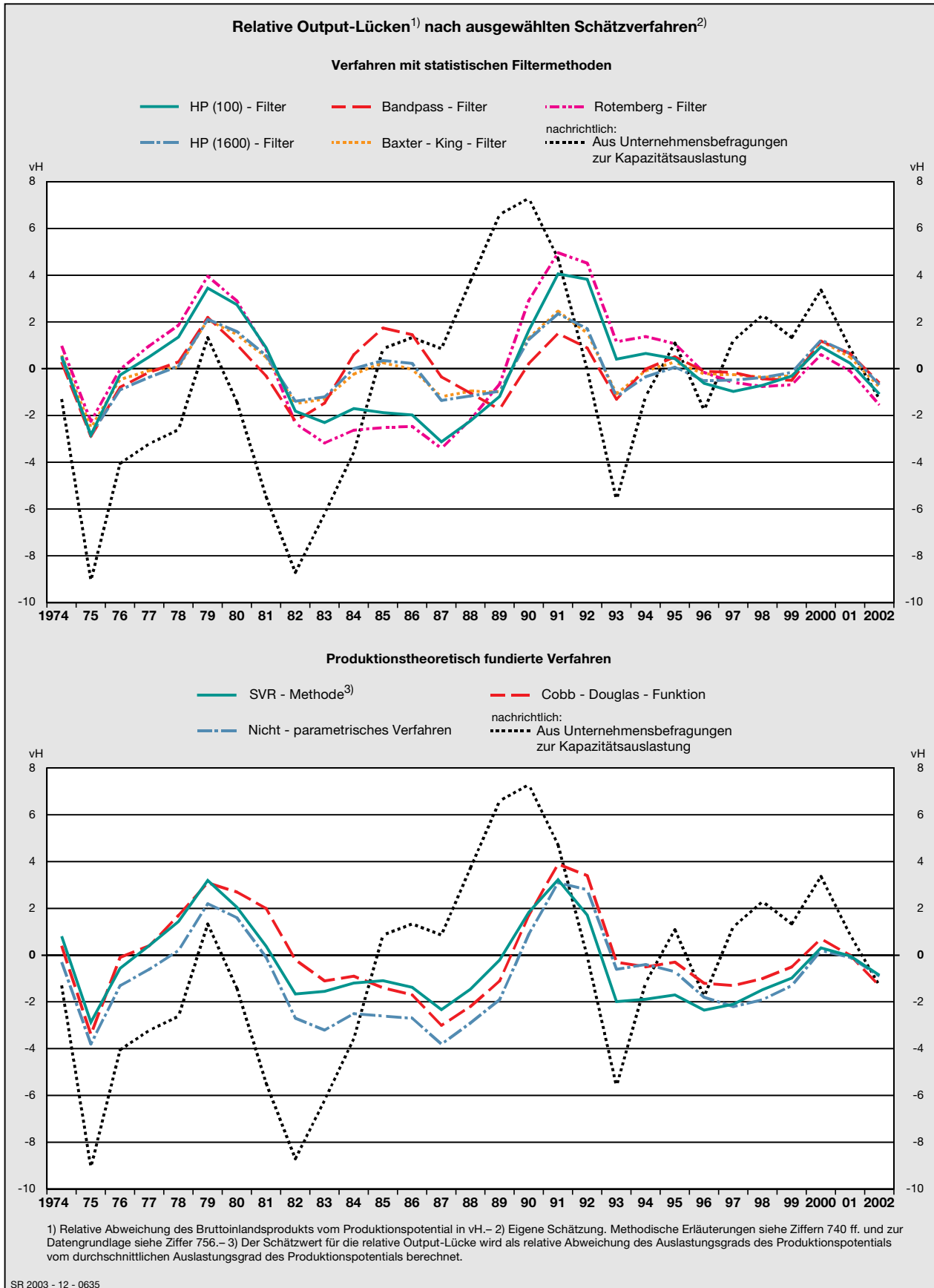
761. Die Berechnung der Korrelationsmatrix für die verschiedenen geschätzten Potentialwachstumsraten und für die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts für den Zeitraum der Jahre 1974 bis 2002 zeigt Folgendes (Tabelle 75, Seite 423):

- 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-

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



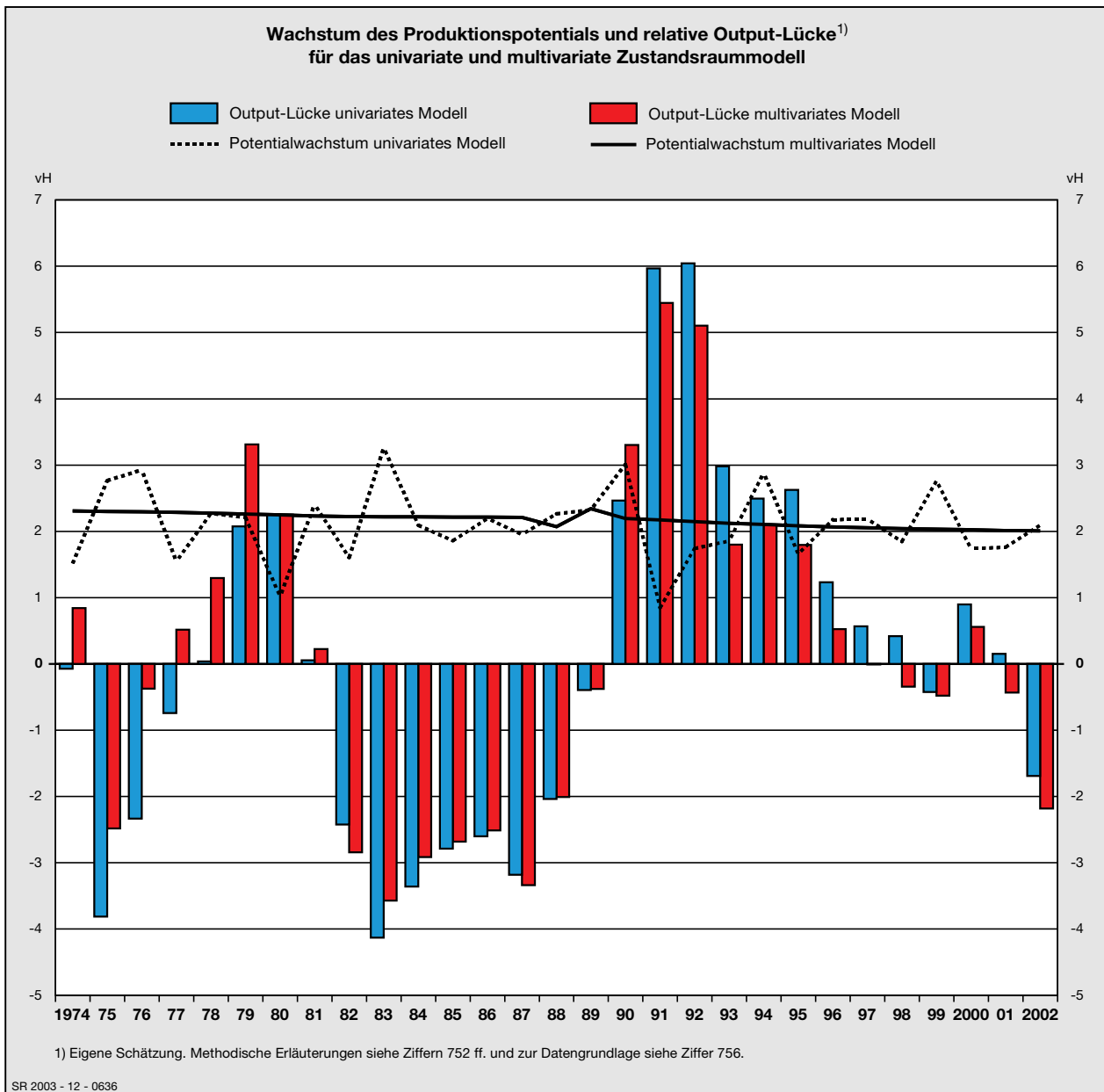
tung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Jahr 2002. Mit Ausnahme des Jahres 2000 fällt die geschätzte Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Zeitraum der letzten zehn Jahre für die statistischen Filtermethoden (abgesehen vom Rotemberg-Filter für den Zeitraum der Jahre 1993 bis 1995) 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.

II. Tragfähigkeit der Finanzpolitik: Messkonzepte und Datenbasis

765. In dieser Analyse werden zunächst die Messkonzepte zur Ermittlung von Tragfähigkeitslücken erläutert, und anschließend wird die Datenbasis beschrieben, die den in den Ziffern 438 ff. präsentierten Berechnungen zugrunde liegt. Ausgangspunkt jeder Quantifizierung einer tragfähigen Finanzpolitik ist die intertemporale staatliche Budgetgleichung. Unterschieden wird dann zwischen dem von der OECD verwendeten Ansatz zur Ermittlung von Tragfähigkeitslücken und einem auf Generationenkonto basierenden Ansatz. Beide Ansätze führen zu gleichen Ergebnissen, wenn dieselben Zeiträume betrachtet werden. Dabei spricht vieles dafür, von sehr langen Zeiträumen auszugehen, wie das beim generationenspezifischen Ansatz der Fall ist. Bei der Interpretation von Tragfähigkeitslücken müssen die Grenzen von Tragfähigkeitsanalysen im Auge behalten werden. Auch liegen der im zweiten Teil dieser Analyse beschriebenen Datenbasis und der Konstruktion altersspezifischer Einnahme- und Ausgabenprofile teilweise kontroverse Annahmen zugrunde. Die Ergebnisse der Berechnungen von Tragfähigkeitslücken finden sich in den Ziffern 445 ff.

Messkonzepte: Aggregierte Tragfähigkeitsindikatoren

766. In diesem Abschnitt werden operationale, quantitative Indikatoren für die Tragfähigkeit der öffentlichen Haushalte entwickelt, die insbesondere auch die aus der demographischen Entwicklung resultierenden zukünftigen Belastungen erfassen. Explizite staatliche Schulden und implizite staatliche Verschuldung, etwa aufgrund umlagefinanzierter Sozialversicherungssysteme, müssen zu einer umfassenden Kennziffer zusammengefasst werden. Ein solcher Indikator ist aus der intertemporalen staatlichen Budgetgleichung ableitbar.

Der OECD-Ansatz

767. Ausgangspunkt der Berechnungen von Tragfähigkeitslücken ist die periodische staatliche Budgetrestriktion unter Einschluss der Sozialversicherungen

$$FS_t = S_t - G_t - rB_t. \quad (1)$$

Hier bezeichnen FS_t den gesamtstaatlichen Finanzierungssaldo, S_t die öffentlichen Einnahmen aus Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen, G_t die gesamten staatlichen Ausgaben ohne Zinsausgaben, r den zur Vereinfachung als konstant angenommenen Zinssatz und B_t den zu Beginn der Periode t vorhandenen Schuldenstand. Reale und nominale Größen stimmen überein.

Im EG-Vertrag wird „eine auf Dauer tragbare Finanzlage der öffentlichen Hand“ über Referenzwerte für die Relation des Finanzierungssaldos beziehungsweise des Schuldenstands jeweils zum Bruttoinlandsprodukt bestimmt. Dividiert man Gleichung (1) durch das Bruttoinlandsprodukt Y_t und bezeichnet alle auf das Bruttoin-

landsprodukt bezogenen Größen mit Kleinbuchstaben und (hochgestelltem) Index y , also etwa $b_t^y = B_t / Y_t$, erhält man unter Berücksichtigung der Definition für den gesamtstaatlichen Primärsaldo:

$$P_t = S_t - G_t \quad (2)$$

die Beziehung

$$b_{t+1}^y \frac{Y_{t+1}}{Y_t} - b_t^y = -p_t^y + r b_t^y.$$

Wird auch die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts als konstant angenommen und mit n bezeichnet, lässt sich die letzte Gleichung wegen $Y_{t+1}/Y_t = 1+n$ schreiben als

$$b_{t+1}^y = -\frac{p_t^y}{1+n} + \frac{1+r}{1+n} b_t^y. \quad (3)$$

Diese Gleichung beschreibt die Entwicklung der Schuldenstandsquote in Abhängigkeit der Primärsaldenquote für gegebene r und n .

Betrachtet man insgesamt T Jahre, beginnend mit dem Jahr 0 (beispielsweise 2002) und endend mit dem Jahr $T-1$ (beispielsweise 2050), erhält man die in Barwerten ausgedrückte intertemporale staatliche Budgetgleichung durch rekursives Eliminieren von $b_1^y, b_2^y, \dots, b_{T-1}^y$ als

$$0 = b_0^y - b_T^y \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T - \sum_{t=0}^{T-1} \frac{p_t^y}{1+n} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{t+1}. \quad (4)$$

Gleichung (4) besagt, dass die Differenz zwischen den Anfangsschulden und dem Barwert des Schuldenstands zu Beginn der Periode T dem Barwert der Primärdefizite oder Primärüberschüsse entsprechen muss. Dies ist eine Bilanzgleichung, die immer erfüllt ist, keine Gleichgewichtsbedingung. Sie gilt ex post, nicht aber unbedingt auch ex ante.

Geht man realistischerweise¹⁾ und langfristig theoretisch zwingend²⁾ von $r > n$ (dynamische Effizienz) und endlichen Werten für die Schuldenstandsquote der jeweiligen Periode T aus, wird (4) bei unendlichem Zeithorizont wegen

$$\lim_{T \rightarrow \infty} b_T^y \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T = 0$$

zu

$$0 = b_0^y - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{p_t^y}{1+n} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{t+1}. \quad (5)$$

¹⁾ Siehe Abel, Mankiw, Summers und Zeckhauser (1989).

²⁾ Siehe insbesondere Homburg (1992).

Tabelle 76

Primärüberschuss- und -defizitquoten bei tragfähiger Finanzpolitik¹⁾

\bar{b}_T^y	T	10	20	50	100	∞
0		+ 0,066	+ 0,035	+ 0,017	+ 0,012	+ 0,009
0,3		+ 0,037	+ 0,022	+ 0,013	+ 0,010	+ 0,009
0,6		+ 0,009	+ 0,009	+ 0,009	+ 0,009	+ 0,009
1,2		- 0,048	- 0,017	+ 0,001	+ 0,006	+ 0,009

1) Gerundete Angaben.

Bei unendlich langem Zeithorizont muss ein barwertmäßiger Überschuss erzielt werden, der gerade dem Schuldenstand der Ausgangsperiode entspricht.

Im Folgenden wird angenommen, dass neben b_0^y auch r und n für die Finanzpolitik gegebene Größen darstellen.³⁾ Außerdem wird im Fall eines endlichen Zeithorizonts die Schuldenstandsquote b_T^y als Zielgröße interpretiert, etwa derart, dass sie am Ende der Periode $T-1$ einen bestimmten Wert \bar{b}_T^y erreichen oder aber gegenüber dem Ausgangswert nicht steigen soll ($b_T^y \leq \bar{b}_T^y$). Die Gleichungen (4) und (5) sind dann Bedingungsgleichungen für mögliche Zeitpfade der staatlichen Primärdefizite oder Primärüberschüsse mit fixierten Barwerten der Primärsalden. Einzelne Werte für p_t^y ergeben sich also endogen. Eine staatliche Ausgabenpolitik (g_t^y) und Steuerpolitik (s_t^y), die die Gleichungen (4) – für vorgegebenes \bar{b}_T^y – oder (5) aus Ex-ante-Sicht erfüllen, bezeichnet man als tragfähige (oder synonym: nachhaltige) Finanzpolitik.

Illustrative Berechnungen

768. In dieser Textziffer sollen die tragfähigen Primärdefizit- oder Primärüberschussquoten in Abhängigkeit von vorgegebenen Werten für die Schuldenstandsquote b_T^y und für unterschiedliche Zeiträume T bei fixierten Werten für b_0^y , r und n berechnet werden. Dadurch lassen sich die relevanten Größenordnungen veranschaulichen. Zur Vereinfachung werden nur über die Zeit konstante Primärsaldenquoten betrachtet, das heißt $p_t^y = p^y$ für alle t . Die Gleichungen (4) und (5) vereinfachen sich dann erheblich und werden nach Auflösung nach p^y zu

$$p^y = -(r - n) \frac{\left[b_T^y \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T - b_0^y \right]}{\left[1 - \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T \right]} \quad (4a)$$

$$p^y = (r - n) b_0^y. \quad (5a)$$

Die Schuldenstandsquote in der Ausgangssituation betrage $b_0^y = 0,6$; für Zinssatz und Wachstumsrate seien $r = 0,03$ und $n = 0,015$ angenommen. Als Zielvorgaben für die Schuldenstandsquote zu Beginn der Periode T werden alternativ $\bar{b}_T^y = \{0; 0,3; 0,6; 1,2\}$ betrachtet, die nach $T = \{10, 20, 50, 100, \infty\}$ Perioden realisiert sein sollen. In der Tabelle 76 sind dann die für die jeweiligen Parameterkonstellationen tragfähigen, zeitkonstanten Primärüberschussquoten (+) oder Primärdefizitquoten (-) ausgewiesen.

Die Werte in dieser Tabelle lassen sich durch die folgenden Überlegungen erklären: b_0^y stellt den zu Beginn der Periode 0 vorhandenen Schuldenstand (in Relation zum

Bruttoinlandsprodukt Y_0) dar. $b_T^y \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T$ entspricht dem Barwert des (ebenfalls auf Y_0 bezogenen) Schuldenstands, der nach T Perioden an die ab dann lebenden Generationen weitergegeben wird. Dann ist die Differenz

$[b_0^y - b_T^y \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^T]$ der Betrag (in Relation zu Y_0), der innerhalb von T Perioden durch Bildung entsprechender Primärüberschüsse zu finanzieren ist. Ihre zeitliche Verteilung über die T Perioden erfolgt dabei so, dass die Primärüberschussquoten oder gegebenenfalls auch die Primärdefizitquoten im betrachteten Zeitintervall konstant bleiben.

Fixiert man T , betrachtet die Tabelle also spaltenweise, wird ersichtlich, dass der Finanzierungsbedarf über die T Perioden umso geringer ist, je größer der Schuldenstand ist, der an die nachfolgenden Generationen ab Periode T übergeben wird. Bei $b_T^y > b_0^y$ können sich sogar Primärdefizite innerhalb bestimmter Zeiträume ergeben. Bei $T \rightarrow \infty$ ist der Barwert der an spätere Generationen übergebenen Staatsschuld vernachlässigbar; dem entspricht die Fiktion eines über einen unendlichen Zeitraum planenden dynastischen Haushalts, der den ererbten Schuldenstand vollständig durch Bildung von Primärüberschüssen finanziert. Dies gilt unabhängig vom konkreten Wert für b_0^y , so dass in allen Fällen identische Primärüberschussquoten resultieren.

Bei zeilenmäßiger Betrachtung – also bei variablem T , aber fixem b_T^y – treten zwei gegenläufige Effekte auf. Einmal verringert sich mit zunehmendem T der Barwert des für T angestrebten Schuldenstands. Für sich genommen erhöht dies den Finanzierungsbedarf der bis T lebenden Generationen und die dazu zu bildenden Primärüberschüsse. Auf der anderen Seite verteilt sich der Finanzierungsbedarf auf mehr Perioden, was die Tragfähigkeit der öffentlichen Finanzen garantierenden periodischen Budgetüberschüsse reduziert. Diese beiden Effekte heben sich gerade auf, wenn die Schuldenstandsquote der Ausgangsperiode unverändert bleiben soll. Eine nachhaltige Finanzpolitik erfordert dann eine von T unabhängige Primärüberschussquote in Höhe von $p^y = (r - n) b_0^y$. Ist der Zielwert b_T^y für die Schuldenstandsquote kleiner als ihr Ausgangswert b_0^y , überwiegt der zweite der obengenannten Effekte, und die

³⁾ Mögliche Rückwirkungen der Finanzpolitik auf r oder n (in endogenen Wachstumsmodellen) werden vernachlässigt.

Primärüberschussquoten nehmen mit zunehmendem T ab. Bei $b_T^y > b_0^y$ überwiegt der erste Effekt, und die nachhaltigen Primärüberschussquoten nehmen zu.

Tragfähigkeitslücken und implizite Staatsschuld

769. Die Begriffe „Tragfähigkeitslücke“ sowie „implizite Staatsschuld“ sollen hier nur für den formal einfacher zu analysierenden Fall $T \rightarrow \infty$ präzisiert werden. Gleichung (5) war die entsprechende Bedingungsgleichung für nachhaltige Primärüberschussquoten oder die zugrunde liegenden Zeitpfade für die staatliche Ausgaben- und Abgabepolitik. Statt die p_t^y endogen so zu bestimmen, dass sie der intertemporalen staatlichen Budgetgleichung (5) genügen, wird jetzt die aktuelle und durch gesetzliche Regelungen bestimmte Abgaben- und Ausgabenpolitik fortgeschrieben. Mit $\bar{p}_t^y = \bar{s}_t^y - \bar{g}_t^y$ werden die sich bei Fortschreibung der aktuellen Finanzpolitik ergebenden Primärüberschuss- oder Primärdefizitquoten bezeichnet. Dann ist keineswegs gesichert, dass der Zeitpfad \bar{p}_t^y der fortgeschriebenen Primärüberschuss- oder Primärdefizitquoten auch der Bedingungsgleichung (5) genügt. Da diese Gleichung aber erfüllt sein muss, ist die Fortführung der aktuellen Politik auf Dauer gar nicht möglich, da ansonsten bei zu hohen Primärdefiziten die Schuldenstandsquote über alle Grenzen steigen würde. In solchen Fällen ergibt sich ein unabwiesbarer finanzpolitischer Korrekturbedarf, der die Einhaltung der intertemporalen staatlichen Budgetgleichung erzwingt. Dieser Korrekturbedarf wird als Tragfähigkeitslücke bezeichnet, wenn – bei unendlichem Zeithorizont – der Barwert der aufgrund der aktuellen Rechtslage prognostizierten Primärüberschüsse oder Primärdefizite (jeweils in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt) kleiner ist als die aktuelle Schuldenstandsquote. Die Schließung einer Tragfähigkeitslücke gewährleistet dann also die Erfüllung der Gleichung (5). Formelmäßig gilt, mit TL_0^y als der auf Y_0 bezogenen Tragfähigkeitslücke,

$$TL_0^y = b_0^y - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\bar{p}_t^y}{1+n} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{t+1} \quad (6)$$

Im Extremfall kann die Schließung oder Reduzierung einer Tragfähigkeitslücke auch dadurch erfolgen, dass die Erfüllung der staatlichen Zins- und Tilgungsverpflichtungen der Staatsschulden eingestellt wird. In der Regel wird die einen unabwiesbaren finanzpolitischen Handlungsbedarf indizierende Tragfähigkeitslücke allerdings durch Korrekturen bei den staatlichen Ausgaben (ohne Zinsausgaben) und Einnahmen geschlossen. Bezeichnet man die bei den Abgaben ansetzenden Korrekturfaktoren mit β_t^s und die bei den Ausgaben ansetzenden mit β_t^g , sind die Korrekturmaßnahmen so zu wählen, dass die korrigierten Einnahme- und Ausgabenpläne die intertemporale staatliche Budgetgleichung erfüllen:

$$0 = b_0^y - \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\beta_t^s \bar{s}_t^y - \beta_t^g \bar{g}_t^y}{(1+n)} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{t+1} \quad (7)$$

Dabei sind die Staatsausgaben in der Regel zu kürzen ($\beta_t^g < 1$) und/oder die Abgaben heraufzusetzen ($\beta_t^s > 1$). Man beachte, dass höhere Abgaben oder niedrigere Ausgaben in diesem Ansatz gleichwertige Instrumente zur Schließung einer Nachhaltigkeitslücke sind. Dies liegt daran, dass die unterschiedlichen Auswirkungen, die Steuererhöhungen gegenüber Ausgabenkürzungen hervorrufen, hier vernachlässigt werden: Die Zeitpfade für Bruttoinlandsprodukt und Zinssatz sind exogen vorgegeben. Dies stellt natürlich einen nicht unerheblichen Nachteil dar (Ziffer 446). Unter Berücksichtigung von Wachstums- und Wohlfahrtseffekten spricht vieles dafür, die Schließung oder Reduzierung einer Tragfähigkeitslücke nicht über die Erhöhung von Abgabensätzen vorzunehmen.

Offensichtlich gibt es unendlich viele Möglichkeiten, durch Wahl der Korrekturfaktoren β_t^g und β_t^s eine nachhaltige Finanzpolitik sicherzustellen. Welcher Zeitpfad für die Korrekturmaßnahmen gewählt wird, hängt von intragenerativen und intergenerativen Verteilungsurteilen ab. Um den Konsolidierungsbedarf möglichst allgemein zu verdeutlichen, werden bei den Berechnungen von Tragfähigkeitslücken zur Vereinfachung nur zeitkonstante Korrekturfaktoren $\beta_t^g = \beta^g$ und $\beta_t^s = \beta^s$ für alle t betrachtet. Dann gibt $(1 - \beta^g) \cdot 100$ den Prozentsatz an, um den die Ausgabenquote einheitlich in allen Perioden $t = 0, \dots, T$ reduziert werden müsste, um eine nachhaltige Finanzpolitik zu gewährleisten, und $(\beta^s - 1) \cdot 100$ den Prozentsatz, um den die Abgaben zu erhöhen wären.

In der Gleichung (6) steht der Summenausdruck (einschließlich Vorzeichen) für den Barwert der Differenz von gegenwärtigen und zukünftigen staatlichen Ausgaben (ohne Zinsausgaben) und Einnahmen bei Fortführung der aktuellen Politik. Übersteigen die Ausgaben die Einnahmen nach Barwerten, entspricht dieser Ausdruck einer impliziten Staatsschuld. Die Tragfähigkeitslücke setzt sich dann aus der aktuellen, expliziten Schuldenstandsquote und einer impliziten Schuldenstandsquote zusammen. Typisches Beispiel für eine implizite Staatsschuld sind die zukünftigen Verpflichtungen, die aus den umlagefinanzierten Sozialversicherungssystemen resultieren. Eine Tragfähigkeitslücke kann allerdings auch dann auftreten, wenn der Barwert der staatlichen Einnahmen größer ist als der der Ausgaben, was einem impliziten staatlichen Vermögen entspricht. Bei $TL_0^y > 0$ reicht diese implizite Vermögensbildung allerdings nicht aus, um den existierenden Schuldenstand abzudecken.

Zwischen expliziter und impliziter Staatsschuld existiert ein wesentlicher Unterschied. Die explizite Staatsschuld entspricht bei unendlicher Laufzeit der Staatsschuldtitel dem Barwert aller zukünftigen Zinsausgaben. Diese Zinsausgaben sind vertraglich fixiert; es handelt sich um verbrieftete Forderungen der Zeichner von Staatsanleihen. Die impliziten Staatsschulden stellen hingegen unverbriefte Ansprüche dar; ihre Höhe kann einseitig durch gesetzgeberische Maßnahmen beeinflusst werden. Nur so ist der Übergang zu einer tragfähigen Finanzpolitik

möglich. Insofern ist der Begriff „implizite Staats-schuld“ mit angemessener Zurückhaltung zu interpretieren.

Die bisherigen Ausführungen entsprechen den von Blanchard et al. (1990) oder Blanchard (1993) entwickelten Nachhaltigkeitsindikatoren, die auch von der OECD (1998) und anderen Autoren, etwa Franco und Munzi (1997) übernommen wurden. Die von diesen Autoren betrachteten Zeiträume belaufen sich dabei, anders als hier angenommen, auf fünf Jahre oder 30 bis 50 Jahre. Fünf Jahre entsprechen dem Zeithorizont der mittelfristigen Finanzplanung; 30 bis 50 Jahre werden üblicherweise bei längerfristigen Berechnungen etwa zur Rentenversicherung oder zu Pensionsverpflichtungen zugrunde gelegt. Die Europäische Kommission (2003) geht demgegenüber bei ihren Berechnungen zur Tragfähigkeitslücke wie hier unterstellt von einem unendlichen Zeitraum aus.

Generationenspezifische Betrachtungsweise⁴⁾

770. Die demographische Entwicklung, ein entscheidender Auslöser der Debatte über die Nachhaltigkeit der öffentlichen Finanzen, kommt in dem bislang beschriebenen Ansatz nur indirekt zum Ausdruck, etwa in Form von Annahmen über die zukünftige Entwicklung bestimmter altersspezifischer staatlicher Ausgaben oder in den unterstellten Wachstumsraten. In den folgenden Textziffern wird die bisherige Darstellung um eine generationenspezifische Betrachtungsweise ergänzt.

Es bezeichne N_t die Bevölkerungszahl in einer Periode t . Diese wird jetzt in Jahreskohorten aufgeteilt. Die maximale Lebensdauer eines Individuums betrage A Jahre, wobei in den späteren Berechnungen von $A = 100$ ausgegangen wird. Mit $a = 0, 1, \dots, A$ gibt N_t^{t-a} dann die Anzahl der in Periode t lebenden Personen des Geburtsjahrgangs $(t - a)$ an. Dabei steht a für die Zahl der Jahre, um die das Geburtsjahr zurückliegt. Es gilt dann

$$N_t = \sum_{a=0}^A N_t^{t-a} .$$

Hochgestellte Indizes stehen für die Generation, tiefgestellte Indizes für die betrachtete Periode.

Alle in einer Periode $(t - a)$ geborenen Personen bezeichnet man als Generation $(t - a)$. In jeder Periode t leben also bis zu 100 unterschiedliche Generationen. Die staatlichen Ausgaben und Einnahmen werden nun, sofern möglich, den in einer Periode t lebenden Generationen zugerechnet. G_t^{t-a} (S_t^{t-a}) sind dann die staatlichen Ausgaben (Abgaben), die auf die in Periode t lebenden

⁴⁾ Siehe dazu etwa Auerbach, Gokhale und Kotlikoff (1991, 1994), Raffelhüschen (1999), Kotlikoff (2002).

Mitglieder der Generation $(t - a)$ entfallen. Wiederum gilt

$$G_t = \sum_{a=0}^A G_t^{t-a}; \quad S_t = \sum_{a=0}^A S_t^{t-a} ,$$

wobei zur Vereinfachung angenommen wurde, dass sich auch tatsächlich sämtliche Ausgaben und Abgaben eines Jahres den jeweiligen Alterskohorten zurechnen lassen. Ansonsten ist zwischen zurechenbaren und nicht zurechenbaren staatlichen Ausgaben und Einnahmen zu unterscheiden. Im Detail verursacht dies erhebliche Abgrenzungsprobleme, auf die in den Textziffern 775 ff. eingegangen wird. Hier geht es zunächst um konzeptionelle Überlegungen.

Zur Illustration wird in der folgenden formalen Darstellung der Lebenszyklus jeder Generation in nur zwei Phasen unterteilt. In jeder Periode t leben dann nur zwei Generationen, eine „junge“ (in der Periode t geborene) und eine „alte“ (in der Vorperiode $t - 1$ geborene) Generation. Dies vereinfacht die Darstellung erheblich.

Die zurechenbaren staatlichen Ausgaben der Periode t , G_t , werden dann aufgeteilt in Ausgaben G_t^{t-1} , die auf die in dieser Periode lebenden „alten“ Mitglieder der Generation $t - 1$ entfallen, und Ausgaben G_t^t , die auf die in dieser Periode lebende „junge“ Generation entfallen, also

$$G_t = G_t^{t-1} + G_t^t .$$

Analog gilt für die Abgabenseite

$$S_t = S_t^{t-1} + S_t^t .$$

Staatliche Ausgaben und Einnahmen werden jetzt nicht mehr, wie im OECD-Ansatz, auf das Bruttoinlandsprodukt bezogen, sondern auf die Zahl der in einer Periode lebenden Alterskohorten, denen sie zugerechnet werden können. Also geben etwa (G_t^t / N^t) und (G_t^{t-1} / N^{t-1}) die Pro-Kopf-Ausgaben der Periode t an, jeweils bezogen auf die in dieser Periode lebende Mitgliederzahl der Generationen t und $t - 1$.⁵⁾ Pro-Kopf-Größen werden im Folgenden mit Kleinbuchstaben bezeichnet. Also gilt

$$g_t^t = \frac{G_t^t}{N^t}; \quad g_t^{t-1} = \frac{G_t^{t-1}}{N^{t-1}};$$

und analog

$$s_t^t = \frac{S_t^t}{N^t}; \quad s_t^{t-1} = \frac{S_t^{t-1}}{N^{t-1}} .$$

⁵⁾ Ebenfalls zur Vereinfachung wird hier $N_t^t = N_{t+1}^t$ unterstellt, das heißt, die Mitglieder jeder Generation t sterben erst am Ende der Periode $t + 1$.

Als Generationenkonto (GK^t) wird nun der Barwert der Netto-Abgabenbelastung einer Generation t bezeichnet, bestehend aus dem Barwert der Steuerbelastung abzüglich des Barwerts der zurechenbaren staatlichen Ausgaben. In Pro-Kopf-Form gilt demnach

$$gk^t = \frac{GK^t}{N^t} = s_t^t - g_t^t + \frac{s_{t+1}^t - g_{t+1}^t}{1+r}.$$

Für ein Mitglied der in der Ausgangsperiode 0 lebenden älteren Generation lautet das vollständige Generationenkonto eigentlich

$$gk^{-1} = s_{-1}^{-1} - g_{-1}^{-1} + \frac{s_0^{-1} - g_0^{-1}}{1+r}.$$

Da aber in der intertemporalen staatlichen Budgetgleichung keine vor der Ausgangsperiode liegenden Zahlungsströme erfasst werden, kann für die Generation $t-1$ nur das unvollständige Generationenkonto

$$gk_0^{-1} = \frac{s_0^{-1} - g_0^{-1}}{1+r}$$

berücksichtigt werden. Natürlich ist ein Vergleich von unvollständigen mit vollständigen Generationenkonten wenig sinnvoll.

Durch einfache Umformungen lassen sich jetzt die Gleichungen (4) und (5) in eine generationenspezifische Darstellung unter Verwendung von Generationenkonten umformen. Dies soll hier nur für die Gleichung (5) illustriert werden, weil die daraus resultierende Gleichung in verallgemeinerter Form den späteren Berechnungen zugrunde liegt.

Bei den folgenden Umformungen werden die folgenden Beziehungen verwendet:

$$(i) \quad \frac{N^{t+1} - N^t}{N^t} = m \quad \text{für alle } t;$$

unterstellt wird also – hier wiederum ausschließlich zu Vereinfachungszwecken – eine konstante Zuwachsrate der Bevölkerung, wobei $m < 0$ zulässig ist.

$$(ii) \quad y_t = \frac{Y_t}{N^t} = \frac{Y_0(1+n)^t}{N_0(1+m)^t} = y_0 \left(\frac{1+n}{1+m} \right)^t;$$

wobei y_t das Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen angibt und $\frac{1+n}{1+m}$ die Zuwachsrate der Arbeitsproduktivität bezeichnet.

$$(iii) \quad p_t^y = s_t^y - g_t^y = \frac{S_t}{Y_t} - \frac{G_t}{Y_t} = \frac{S_t^t}{Y_t^t} - \frac{G_t^t}{Y_t^t} + \frac{S_t^{t-1}}{Y_t^t} - \frac{G_t^{t-1}}{Y_t^t} \\ = \frac{s_t^t}{y_t} - \frac{g_t^t}{y_t} + \frac{s_t^{t-1}}{y_t} \cdot \frac{1}{1+m} - \frac{g_t^{t-1}}{y_t} \cdot \frac{1}{1+m} \\ = \frac{1}{y_0} \left(s_t^t - g_t^t + \frac{s_t^{t-1}}{1+m} - \frac{g_t^{t-1}}{1+m} \right) \left(\frac{1+m}{1+n} \right)^t,$$

wobei beim Übergang von der ersten zur zweiten Zeile mit N erweitert wurde.

Gleichung (5) wird dann wie folgt umgeformt:

$$b_0^y = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{p_t^y}{1+n} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{t+1} = \sum_{t=0}^{\infty} p_t^y \frac{(1+n)^t}{(1+r)^{t+1}} \\ = \frac{1}{y_0} \sum_{t=0}^{\infty} \left(s_t^t - g_t^t + \frac{s_t^{t-1}}{1+m} - \frac{g_t^{t-1}}{1+m} \right) \frac{(1+m)^t}{(1+r)^{t+1}} \\ = \frac{1}{y_0} \left\{ \underbrace{\left[\frac{s_0^{-1}}{1+m} - \frac{g_0^{-1}}{1+m} \right]}_{gk_0^{-1} (1+m)^{-1}} \frac{1}{1+r} \right. \\ \left. + \sum_{t=0}^{\infty} \left[\underbrace{s_t^t - g_t^t + \frac{s_{t+1}^t - g_{t+1}^t}{(1+r)(1+m)}}_{gk^t (1+m)^{-1}} \right] \left(\frac{1+m}{1+r} \right)^t \right\} \\ = [(1+m)y_0]^{-1} \left\{ gk_0^{-1} + \sum_{t=0}^{\infty} gk^t \left(\frac{1+m}{1+r} \right)^t \right\}. \quad (8)$$

Ein Vergleich von (5) und (8) zeigt, dass bei der Ermittlung der intertemporalen staatlichen Budgetgleichung alternativ, aber äquivalent Primärüberschussquoten oder Generationenkonten verwendet werden können.

Ganz analog verläuft dann auch die Ermittlung von möglichen Nachhaltigkeitslücken. So lassen sich die aus der Fortschreibung der aktuellen Finanzpolitik resultierenden Generationenkonten gk_0^{-1} und $\overline{gk^t}$ ermitteln. Eine Nachhaltigkeitslücke existiert in diesem Fall dann, wenn gilt:

$$TL_0^y = b_0^y - [(1+m)y_0]^{-1} \left\{ gk_0^{-1} + \sum_{t=0}^{\infty} \overline{gk^t} \left(\frac{1+m}{1+r} \right)^t \right\} > 0. \quad (9)$$

Wie zuvor muss eine Nachhaltigkeitslücke durch Anpassungen des Zeitpfads von staatlichen Ausgaben oder Einnahmen geschlossen werden.

Was in dieser Textziffer für einen unendlichen Zeithorizont gezeigt wurde, lässt sich mutatis mutandis auch auf endliche Zeiträume übertragen. Das ist aber verzichtbar, da in der empirischen Anwendung so große Zeiträume betrachtet werden ($T=250$), dass sie eine akzeptable Approximation für $T \rightarrow \infty$ darstellen.

Konzeptionelle Kritikpunkte

771. Die absehbare demographische Entwicklung stellt die öffentlichen Haushalte vor große Herausforderungen.

Dies gilt insbesondere für die umlagefinanzierten Sozialversicherungen. Zur Quantifizierung der langfristigen Effekte der Finanzpolitik und zur Beurteilung ihrer Durchführbarkeit wurde in der Literatur das Konzept der Tragfähigkeit entwickelt. Es präzisiert den in Artikel 121 EG-Vertrag verwendeten Begriff einer „auf Dauer tragbaren Finanzlage der öffentlichen Hand“. Eine Tragfähigkeitslücke vermittelt dann eine quantitative Vorstellung über den erforderlichen Konsolidierungsbedarf der öffentlichen Haushalte. Dazu wurden zwei in der Literatur verwendete Messkonzepte beschrieben: der OECD-Ansatz und der generationenspezifische Ansatz. Die ausführliche analytische Darstellung hat gezeigt, dass beide Ansätze bei identischem – endlichen oder unendlichen – Zeithorizont und unter sonst vergleichbaren Annahmen zu denselben Ergebnissen im Hinblick auf die Tragfähigkeit der öffentlichen Finanzen kommen; beide Ansätze sind in dieser Hinsicht also grundsätzlich äquivalent.

Tatsächlich ist der generationenspezifische Ansatz aber informativer und dem OECD-Ansatz insofern überlegen, als Letzterer eine aggregierte Version des Ersteren darstellt. Tragfähigkeitslücken sind zu großen Teilen auf die absehbare demographische Entwicklung zurückzuführen. Gerade die altersspezifische Zurechnung zukünftiger staatlicher Ausgaben und Einnahmen verdeutlicht den finanz- oder sozialpolitischen Handlungsbedarf. Die im OECD-Ansatz regelmäßig verwendeten aggregierten jährlichen Ausgaben- und Einnahmeströme überdecken demgegenüber ihre Demographieabhängigkeit.

Zu Gunsten des OECD-Ansatzes wird in der Literatur gelegentlich auf die in den vorliegenden empirischen Studien regelmäßig unterstellten kürzeren Zeiträume von zwischen 30 und 50 Jahren verwiesen⁶⁾, während die in generationenspezifischen Tragfähigkeitsanalysen sehr viel längeren Zeithorizonte von bis zu 250 Jahren kritisch betrachtet werden. Ein Zeitraum von „etwa dreißig bis vierzig Jahren“ wird als „realistischer und politiknäher“ eingestuft, wohingegen ein Zeithorizont von 200 oder mehr Jahren „an das menschliche Vorstellungsvermögen ungewöhnliche Ansprüche“ stelle.⁷⁾ Einmal abgesehen davon, dass kürzere Zeiträume bei einer Generationenbetrachtung schon konzeptionell wenig Sinn machen – allein drei Generationen (Großeltern, Eltern, Kinder) decken rund 150 Jahre ab –, spricht unter methodischen Gesichtspunkten vieles für die Berechnung von Tragfähigkeitslücken unter der Annahme eines unendlichen Zeithorizonts. Wie Gleichung (4) verdeutlicht, müssen bei Betrachtung endlicher Zeiträume einigermaßen willkürliche Annahmen über die am Ende des Betrachtungszeitraums verbleibende Staatsverschuldung getroffen werden, die an die in der ferneren Zukunft lebenden Generationen weitergegeben werden soll. Wie Tabelle 76 illustriert, ist ein zeitkonstanter tragfähiger beziehungsweise nicht tragfähiger Primär-

saldo sowohl von Annahmen über den betrachteten Zeitraum als auch vom angestrebten Schuldenstand abhängig. Bei internationalen Tragfähigkeitsvergleichen ist die Vorgabe einheitlicher Schuldenstandsquoten am Ende des Betrachtungszeitraums aber kaum begründbar, wenn die Schuldenstandsquoten in der Ausgangssituation völlig unterschiedlich sind. Auch der in einem Protokoll zum EG-Vertrag genannte Referenzwert von 60 vH für die Schuldenstandsquote stellt nur eine Obergrenze dar, der überdies bislang keine große Bedeutung beigemessen wurde. Bei Zugrundelegung eines unendlichen Zeithorizonts hängt die Höhe der Tragfähigkeitslücke hingegen ausschließlich von der aktuellen Schuldenstandsquote, von der aktuellen Finanzpolitik und dem Zins-Wachstums-Differential ab. Auf diese Weise wird ein sinnvoller internationaler Vergleich möglich. Einem solchen Vorgehen liegt dann zwar die Annahme zugrunde, dass die aktuelle Politik auf unendliche Zeit fortgesetzt wird; bei richtiger Interpretation ist diese Annahme aber weniger problematisch, als sie auf den ersten Blick erscheinen mag. Sie stellt keine Prognose der zu erwartenden Finanzpolitik dar, sondern dient lediglich als kontrafaktische und einheitliche Messlatte zur Ermittlung des unabwiesbaren finanzpolitischen Handlungsbedarfs.

772. Der Ausweis von Tragfähigkeitslücken und ihrer Veränderung im Rahmen einer regelmäßigen Berichterstattung liefert wertvolle Informationen für die Beurteilung und Ausgestaltung einer langfristig konzipierten Finanzpolitik. Bei der Interpretation der Ergebnisse sollte allerdings stets auch die begrenzte Aussagekraft von Tragfähigkeitsindikatoren im Blick behalten werden.

Der zentrale Einwand lautet sicherlich, dass Preisreaktionen und Verhaltensanpassungen der privaten Wirtschaftssubjekte in Tragfähigkeitsanalysen regelmäßig unberücksichtigt bleiben. Eine unmittelbare Konsequenz ist der schon zuvor erwähnte Sachverhalt, dass es dann gleichgültig ist, ob eine Tragfähigkeitslücke über die Anhebung von Steuern oder die Reduzierung staatlicher Ausgaben geschlossen wird. Tatsächlich besteht diese Äquivalenz natürlich nicht; vielmehr spricht alles dafür, erforderliche Konsolidierungsmaßnahmen über Ausgabenkürzungen oder den Abbau von Steuervergünstigungen durchzuführen. Demgegenüber ist die Erhöhung von Steuer- und Abgabensätzen unter Wohlfahrts- und Wachstumsaspekten skeptisch zu beurteilen, weil mit ihnen überproportional wachsende Effizienzverluste einhergehen (JG 2002 Ziffer 379). Bei der Interpretation von Tragfähigkeitslücken und Maßnahmen zu ihrer Reduzierung ist also Vorsicht angebracht. Sie indizieren zwar einen unabwiesbaren finanzpolitischen Handlungsbedarf; aus ihnen lassen sich aber keine ökonomisch begründeten Empfehlungen über die zur Schließung dieser Lücken angebrachten einnahme- oder ausgabenpolitischen Maßnahmen ableiten. Dazu wäre die Einbettung des generationenspezifischen Ansatzes in ein numerisches allgemeines Gleichgewichtsmodell mit überlappenden Generationen erforderlich. Der Nachteil dieser Modellansätze besteht nun wiederum darin, dass sie in-

⁶⁾ Siehe etwa Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen (2001) oder Kitterer (2002).

⁷⁾ Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen (2001).

stitutionelle Details gegenwärtig nicht in der Tiefe und Detailliertheit erfassen können wie Tragfähigkeitsanalysen. Insofern besteht ein klarer Konflikt zwischen der Abbildung institutioneller Details auf der einen Seite und der Berücksichtigung von Preis Anpassungen und Verhaltensreaktionen auf der anderen Seite.

773. Bei der Ermittlung von Tragfähigkeitslücken ist eine Reihe weiterer Einschränkungen zu beachten, die hier nur kurz problematisiert werden können.⁸⁾

- Die Wahl des Ausgangsjahres hat einen nicht unbedeutlichen Einfluss auf die Höhe der Tragfähigkeitslücke, da das staatliche Budget dieser Periode Ausgangspunkt für die Fortschreibung staatlicher Einnahmen und Ausgaben ist. Der Primärsaldo des Basisjahres wird aber durch konjunkturelle und andere temporäre Effekte (etwa UMTS-Lizenz Erlöse) verzerrt. Diesem Problem kann allerdings durch die Eliminierung von Einmaleffekten und die Zugrundelegung konjunkturbereinigter öffentlicher Haushalte Rechnung getragen werden.⁹⁾
- Von nicht minder großer Bedeutung für die Ergebnisse von Tragfähigkeitsanalysen sind Annahmen über den Diskontierungsfaktor beziehungsweise das Zins-Wachstums-Differential. Hier können über Sensitivitätsanalysen plausible Ober- und Untergrenzen für Tragfähigkeitslücken ermittelt werden. Im Übrigen kommt es weniger auf die absolute Höhe der Tragfähigkeitslücke an als auf ihre durch Politikmaßnahmen hervorgerufene Veränderung. Entscheidend ist also, ob und in welchem (relativen) Ausmaß sich eine Tragfähigkeitslücke als Folge einer finanz- oder sozialpolitischen Reform verändert. Die Richtung der Veränderung sowie, in abgeschwächter Form, das relative Ausmaß der Veränderung sind aber vom Zins-Wachstums-Differential unabhängig.
- Schließlich sind auch bei der Fortschreibung staatlicher Einnahmen und Ausgaben in die ferne Zukunft bestimmte Annahmen erforderlich, die im nächsten Abschnitt im Einzelnen erläutert werden.

774. Von der bislang erwähnten Kritik an den Konzepten zur Ermittlung von Tragfähigkeitslücken zu unterscheiden ist die spezielle Kritik an dem in Ansätzen der Generationenbilanzierung gebräuchlichen Verfahren, die Tragfähigkeitslücke ausschließlich den zukünftigen Generationen zuzurechnen. Dies ist in der einschlägigen Literatur¹⁰⁾ zum Teil vehement kritisiert worden. Diese Kritik ist allerdings dann nicht weiter relevant, wenn Generationenkonto – wie hier – lediglich zur Ermittlung von Tragfähigkeitslücken verwendet werden.

⁸⁾ Siehe etwa Havemann (1994), Buiters (1995), Diamond (1996), Fehr und Kotlikoff (1997), Raffelhüschen und Risa (1997), Feist und Raffelhüschen (2000), Börstinghaus und Hirte (2001).

⁹⁾ Siehe etwa Deutsche Bundesbank (2001) oder ausführlicher Manzke (2002).

¹⁰⁾ Siehe exemplarisch Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen (2001).

Datengrundlage und empirische Vorgehensweise

775. Die Berechnungen zur Tragfähigkeit der öffentlichen Haushalte basieren vornehmlich auf Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Grundlage für die Generationenbilanzen des Basisjahres 2002 bilden die jeweiligen Konten der Einnahmen und Ausgaben des Staates, also der Gebietskörperschaften (Bund, Länder und Gemeinden) einschließlich der Sozialversicherungen. Für die empirische Umsetzung ist neben den Basisdaten aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen sowohl eine Bevölkerungsprojektion als auch eine Zuordnung der einzelnen Aggregatspositionen zu verschiedenen Bevölkerungsgruppen nach altersspezifischen Profilen erforderlich. Daher findet für die Einnahmen sowie für die Ausgaben des Staates eine Zurechnung der jeweiligen Größen anhand alters- und geschlechtsspezifischer Ausgaben- und Einnahmeprofile statt, die aus verschiedenen statistischen Mikrodaten gewonnen werden. Zudem werden einige Ausgabenkategorien mit Hilfe finanzstatistischer Daten stärker nach einer funktionalen Abgrenzung differenziert, als es allein mit Daten aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen möglich ist. Darüber hinaus sind für die unterschiedliche Behandlung der ost- und westdeutschen Bevölkerung weitere Berechnungen unter Zuhilfenahme finanzstatistischer Daten notwendig, da innerhalb der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nicht in der notwendigen Tiefe zwischen alten und neuen Bundesländern unterschieden wird. Die daraus resultierenden Ost-West-Verteilungsschlüssel werden bei der Ermittlung der Generationenbilanzen dazu verwendet, die Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen prozentual der Bevölkerung in den alten Bundesländern und derjenigen in den neuen Bundesländern zuzuweisen.

776. Die demographischen Annahmen beruhen auf den Ergebnissen der 10. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes für die Jahre 2002 bis 2050 (Variante 5). In dieser Variante wird eine zusammengefasste Geburtenziffer von 1,4 bei linearer Ost-West Angleichung bis zum Jahr 2005 unterstellt, die Lebenserwartung der Männer (Frauen) steigt von 75,1 (81,1) im Jahr 2001 auf 81,1 (86,6) im Jahr 2050. Hinsichtlich der Nettozuwanderung wird davon ausgegangen, dass zwischen den Jahren 2002 und 2050 jährlich 200 000 Ausländer nach Deutschland übersiedeln. Der Wanderungsüberschuss der deutschen Staatsbürger hingegen sinkt schrittweise ab und erreicht im Jahr 2040 das Nullniveau. Ab diesem Zeitpunkt bleibt der projizierte Wanderungssaldo bis zum Jahr 2050 konstant. In der vorliegenden Analyse wird angenommen, dass den Zuwanderern die Integration vollständig gelingt, das heißt, für sie werden die gleichen altersspezifischen Zahlungsprofile unterstellt wie für die westdeutsche Bevölkerung.

Insgesamt werden 30 unterschiedliche Querschnittsprofile verwendet, von denen einige gesondert für Ost- und Westdeutschland vorliegen. Insbesondere sind dies die Profile für die Lohn- und Einkommensteuer, die Leistungen der Gesetzlichen Krankenversicherung sowie die

Leistungen der Gesetzlichen Rentenversicherung. Die Daten für die Ermittlung der Profile stammen im Wesentlichen aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 1998. Da diese vom Statistischen Bundesamt lediglich alle fünf Jahre durchgeführt wird, liegt eine Zeitverzögerung hinsichtlich der Entstehung und der Verwendung der Daten vor. Aus diesem Grund und da die EVS nicht für alle notwendigen Einnahme- und Ausgabenkategorien hinreichend Informationen liefert, werden zusätzlich auch aus anderen Quellen Daten zur Ermittlung von Querschnittsprofilen herangezogen.

Generell gilt, dass für die Berechnung der jeweiligen Profile die erhobene Fallzahl eines jeden Jahrgangs und seine Zahlungen auf seine Kohortenstärke hochgerechnet werden müssen. Durch Division mit der Bevölkerung des jeweiligen Jahrgangs werden anschließend altersspezifische Pro-Kopf-Größen bestimmt, welche im Querschnitt das gewünschte Zahlungsprofil bilden. Aufgrund von teilweise nicht hinreichend hohen Fallzahlen mussten die Profile partiell durch Schätzungen beziehungsweise Annahmen ergänzt werden. Dies gilt insbesondere für die ältere Bevölkerung, da beispielsweise Daten für über 90-Jährige lückenhaft sind. Hier sind entsprechende Annahmen für die Bestimmung der relativen finanzpolitischen Position dieser Bevölkerungsgruppen erforderlich. Um statistische Ausreißer zu eliminieren, werden die Profile unter Verwendung eines gleitenden Fünf-Jahres-Durchschnitts geglättet. In Fällen, in denen keine hinreichend hohen Fallzahlen für einzelne Geburtsjahrgänge vorliegen, wird das Datenmaterial stärker gruppiert, so dass der Stichprobenfehler minimiert wird. Für die Unterscheidung zwischen Ost- und Westdeutschland finden insgesamt 31 verschiedene Ost-West-Verteilungsschlüssel Anwendung. Die Berechnung dieser Schlüssel erfolgt im Wesentlichen auf der Basis der Ergebnisse, die in der „Arbeits- und Sozialstatistik (Hauptergebnisse 2001)“ sowie verschiedenen Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes enthalten sind.

777. Geleistete Vermögenseinkommen des Staates bleiben in der Berechnung der Generationenbilanz unberücksichtigt, denn der Barwert aller künftig zu leistenden Vermögenseinkommen entspricht exakt der explizit ausgewiesenen Staatsverschuldung. Da für die Berechnung der Tragfähigkeitslücke die explizite Staatsverschuldung bereits einbezogen ist, müssen die Zinsen auf die gegenwärtige Staatsschuld aus dem staatlichen Budget herausgerechnet werden. Grundlage zur Ermittlung der Tragfähigkeitslücke ist demnach das um die geleisteten Vermögenseinkommen bereinigte staatliche Konto, das mit dem primären Finanzierungssaldo abschließt. Demgegenüber sind die empfangenen Vermögenseinkommen im staatlichen Konto voll zu berücksichtigen, da sie Zinszahlungen auf das staatliche Vermögen repräsentieren.

Nicht einbezogen werden die Zusatzversorgungssysteme des öffentlichen Dienstes, da diese seit Anwendung des ESVG 95 nicht mehr dem Staatssektor zugerechnet wer-

den. Dies ist insofern nicht unproblematisch, als das System seit Anfang dieses Jahres nur fiktiv von einem umlagefinanzierten auf ein kapitalgedecktes Verfahren umgestellt worden ist.

778. Für die Berechnungen werden die Staatskonten für das Basisjahr 2002 sowie die Schätzung des Staatskontos für das Jahr 2003 verwendet. Allerdings lassen sich nicht alle Posten der Budgets altersspezifisch zurechnen. Vielmehr gibt es Aggregate, welche die gesamte Bevölkerung und alle Altersstufen gleichmäßig belasten beziehungsweise von denen alle gleichermaßen Nutzen ziehen. Diese Positionen werden mit einem einheitlichen Querschnittsprofil verteilt. Analog zur einheitlichen Pro-Kopf-Zurechnung bei den nicht altersspezifisch vorliegenden Querschnittsprofilen werden diese Positionen auch bei der Ost-West-Aufteilung gemäß der Bevölkerung im neuen und alten Bundesgebiet aufgeteilt. Eine Ausnahme bildet lediglich die Position Sonstige Bauinvestitionen, für die aufgrund der höheren Bautätigkeit in Ostdeutschland ein spezifischer Ost-West-Verteilungsschlüssel ermittelt wird.

779. Bei den altersspezifisch zurechenbaren Positionen gehen auf der Ausgabenseite zunächst die Arbeitnehmerentgelte, die der Staat an seine Bediensteten in den Bereichen schulische Bildung und Universitäten zahlt, in das Staatskonto ein. Diese werden dafür – mit Hilfe von Daten der Finanzstatistik in funktionaler Abgrenzung – von den gesamten Arbeitnehmerentgelten separiert. Zur Bestimmung des Profils für den Bereich der schulischen Bildung werden die Schülerzahlen aus den „Grund- und Strukturdaten 2001“ des Bundesministeriums für Bildung und Forschung herangezogen. Das zu den Arbeitnehmerentgelten im Bereich Universitäten gehörende Querschnittsprofil wird hingegen aus Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe gewonnen. Für beide Bildungsbereiche liegen spezifische Ost-West-Verteilungsschlüssel vor, welche auf Grundlage des Bundesfinanzberichts der Bund-Länder-Kommission für Bildungsplanung und Forschungsförderung berechnet werden.

780. Den größten Ausgabenblock des Staates bilden die geleisteten Transfers. Sie setzen sich im Wesentlichen aus den monetären Sozialleistungen und den sozialen Sachleistungen zusammen. Im Rahmen der monetären Sozialleistungen werden auch intrastaatliche Transfers gesondert aufgeschlüsselt. Dies gilt insbesondere für die Zahlungen der Rentenversicherungsträger an die Gesetzliche Krankenversicherung und die Soziale Pflegeversicherung. Hier wird nach Maßgabe der Arbeits- und Sozialstatistik ein entsprechender Verteilungsschlüssel generiert, so dass die entsprechenden Finanzströme der einzelnen Sozialversicherungszweige abgebildet sind. Gleiches gilt für die Zahlungen der Arbeitslosenversicherung an die anderen gesetzlichen Sozialversicherungen. Diese zusätzliche Aufteilung erlaubt eine genauere altersspezifische Zuordnung der intrastaatlichen Zahlungsströme.

781. Die monetären Sozialleistungen des Staates umfassen sowohl die Leistungen der Gebietskörperschaften als auch die der Sozialversicherungen. Zu der ersten Gruppe gehören unter anderem Posten wie das gesetzliche Kinder- und Erziehungsgeld, die Beamtenpensionen sowie die Geldleistungen der Sozialhilfe und der Arbeitslosenhilfe. Für alle im Budget gesondert ausgewiesenen Ausgaben der Gebietskörperschaften liegen – mit Ausnahme der übrigen Leistungen in den neuen Bundesländern sowie der sonstigen monetären Sozialleistungen, die mit einem einheitlichen Zahlungsprofil verteilt werden – jeweils eigene aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe berechnete Querschnittsprofile sowie aus der Arbeits- und Sozialstatistik gewonnene Ost-West-Verteilungsschlüssel vor. Die Ost-West-Aufteilung der übrigen monetären Sozialleistungen erfolgt nach dem Bevölkerungsanteil in den neuen und alten Bundesländern. Die Position übrige Leistungen in den neuen Bundesländern wird hingegen zu 100 vH den Bürgern dieser Länder zugerechnet. Zur zweiten Gruppe gehören die Leistungen der Renten-, Kranken-, Pflege- und Arbeitslosenversicherung sowie sonstige monetäre Sozialleistungen. Für die Arbeitslosenversicherung ist wiederum auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ein Profil ermittelt worden, wohingegen zur Berechnung des Rentenleistungsprofils die jeweils für das Basisjahr aktuelle Statistik des Verbands Deutscher Rentenversicherungsträger, für die monetären Leistungen der Gesetzlichen Krankenversicherung Daten des Risikostrukturausgleichs 2000 sowie für die Pflegeversicherung Daten des Verbands der privaten Krankenversicherung aus dem Jahr 2000 herangezogen werden. Letzteres impliziert die Annahme, dass für die Versicherten der Sozialen Pflegeversicherung dieselben Zahlungsströme gelten wie für Versicherte in der privaten Pflegeversicherung. Dabei liegen jeweils gesonderte Profile für Ost- und Westdeutschland bei den Leistungen der Kranken- und Rentenversicherung vor. Bei der Ost-West-Aufteilung der Aggregate Gesetzliche Rentenversicherung, Gesetzliche Krankenversicherung und Soziale Pflegeversicherung sind entsprechende Schlüssel auf Basis der Arbeits- und Sozialstatistik bestimmt worden. Die sonstigen monetären Sozialleistungen, die größtenteils aus den Leistungen der gesetzlichen Unfallversicherung bestehen, werden nach der Bevölkerung den neuen und alten Bundesländern und altersspezifisch gleichmäßig den über 18-Jährigen zugerechnet.

782. Die sozialen Sachleistungen umfassen insbesondere die Sachleistungen der Gesetzlichen Krankenversicherung, für die, wie schon bei den monetären Leistungen der Gesetzlichen Krankenversicherung, jeweils altersspezifische Zahlungsprofile für Ost- und Westdeutschland aus Daten des Risikostrukturausgleichs aus dem Jahr 2000 berechnet und entsprechend einer Prognose hinsichtlich der medizintechnisch bedingten Kostendynamik fortgeschrieben werden. Dabei wird die Position übrige soziale Sachleistungen weiter differenziert, da hier neben Rehabilitationsmaßnahmen der Gesetzlichen Rentenversicherung auch Leistungen der Gesetzlichen Krankenversicherung (zum Beispiel Zahn-

ersatz) enthalten sind. Die Position Unterbringung in Heimen wird der Pflegeversicherung zugerechnet. Die Sachleistungen der Gebietskörperschaften enthält die Sozialhilfe in besonderen Lebenslagen sowie übrige soziale Sachleistungen. Für beide Positionen wird das Sozialhilfeprofil verwendet. Die Ost-West-Aufteilung aller sozialen Sachleistungen erfolgt analog zu der Aufteilung der monetären Sozialleistungen.

Für die sonstigen Transfers an die Postunterstützungskassen wird das Zahlungsprofil der Beamtenpensionen unterstellt. Die Position Vermögenstransfers umfasst unter anderem Wohnungsbauprämien und Eigenheimzulagen, weswegen sie altersspezifisch gleichmäßig über die erwerbstätige Bevölkerung verteilt wird. Die gesamten Vermögenstransfers verteilen sich annähernd nach der Bevölkerung auf Ost- und Westdeutschland. Für die altersspezifisch zurechenbaren Bruttoinvestitionen im schulischen und universitären Bildungsbereich werden die gleichen Zahlungsprofile und Ost-West-Verteilungsschlüssel unterstellt wie bei den entsprechenden Arbeitnehmerentgelten.

783. Die altersspezifisch zurechenbaren Einnahmen des Staates setzen sich innerhalb der Oberkategorie Empfangene Transfers aus Steuern, Sozialbeiträgen und Vermögenstransfers zusammen. Die Ost-West-Aufteilung der direkten Steuern erfolgt mit Ausnahme des Zinsabschlags und der sonstigen direkten Steuern über Schlüssel, die aus dem kassenmäßigen Steueraufkommen abgeleitet sind. Die sonstigen direkten Steuern werden mit Hilfe des Schlüssels für die veranlagte Einkommensteuer aufgeteilt. Aufgrund von Inzidenzüberlegungen wird der Zinsabschlag nicht nach einem spezifischen Ost-West-Schlüssel, sondern über die Bevölkerung verteilt. Der Zinsabschlag wird hauptsächlich in den alten Bundesländern kassenwirksam. Entsprechend würde sich aus den finanzstatistischen Daten ein Ost-West-Verteilungsschlüssel von etwa 2,4 vH zu 97,6 vH ergeben. Da es aber für die Generationenbilanz nicht von Bedeutung ist, wo die Steuer bezahlt wird, sondern wem sie zuzurechnen ist, hierzu allerdings keine verlässlichen Daten vorliegen, scheint eine Approximation gemäß der Bevölkerungsanteile gerechtfertigt. Für die direkten Steuern liegen in der Regel entsprechende altersspezifische Querschnittsprofile auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe vor. Ausnahmen bilden die Profile für die Lohn- und Einkommensteuern, welche aufgrund steuerrechtlicher Änderungen aus einem Mikrosimulationsmodell gewonnen werden. Diese Profile liegen für das Basisjahr 2002 sowie für Ost- und Westdeutschland gesondert vor, um die Wirkungen der Steuerreform korrekt zu erfassen.

Das Aufkommen aus nicht veranlagten Steuern vom Ertrag sowie dem Zinsabschlag wird annahmegemäß zu 75 vH den Einkommensteuern und zu 25 vH den Kapitalsteuern zugerechnet und mit den entsprechenden Profilen verteilt. Die sonstigen direkten Steuern werden gleichmäßig den über 18-Jährigen zugerechnet. Auch die altersspezifischen Zahlungsprofile der indirekten Steuern werden auf Grundlage der Einkommens- und

Verbrauchsstichprobe ermittelt. Allerdings können die Profile für die indirekten Steuern im Gegensatz zu den anderen Zahlungsprofilen nicht direkt, sondern nur indirekt über die Angaben in den für die einzelnen Steuerarten relevanten Ausgabenkategorien der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe berechnet werden. Einzelne Querschnittsprofile liegen für die Umsatz-, Strom-, Mineralöl- und die Versicherungssteuer sowie für die Grundsteuern vor. Für die sonstigen Verbrauchsteuern wird das Umsatzsteuerprofil unterstellt, die Gewerbesteuer wird mit dem Kapitalsteuerprofil zugerechnet und die Tabaksteuer analog zu den sonstigen direkten Steuern gleichmäßig auf die über 18-Jährigen verteilt. Die Ost-West-Aufteilung der indirekten Steuern erfolgt anhand des kassenmäßigen Aufkommens dieser Steuern. Ausnahmen bilden dabei die Tabak-, Versicherungs- und die sonstigen Verbrauchsteuern, für die der Umsatzsteuerschlüssel Anwendung findet.

784. Unter den Sozialbeiträgen bilden die Sozialbeiträge der privaten Haushalte zu den Sozialversicherungen den größten Anteil, wobei sowohl bei der Profilzuweisung als auch bei der Zuordnung der geeigneten Ost-West-Verteilungsschlüssel wiederum den Transfers zwischen den Sozialversicherungszweigen Rechnung getragen wird. Dabei werden die bereits auf der Ausgabenseite der Staatskonten gebuchten Beiträge der Arbeitslosenhilfe und der Arbeitslosenversicherung zur Gesetzlichen Rentenversicherung, Gesetzlichen Krankenversicherung und Sozialen Pflegeversicherung als deren Einnahmen gegengerechnet. Entsprechend werden auch der Ost-West-Verteilungsschlüssel sowie das Zahlungsprofil des Arbeitslosengelds und der Arbeitslosenhilfeleistungen angewendet. Ebenso werden die Beiträge der Gesetzlichen Rentenversicherung zur Gesetzlichen Krankenversicherung und zur Sozialen Pflegeversicherung als deren Einnahmen gegengerechnet und mit dem entsprechenden Ost-West-Verteilungsschlüssel und Querschnittsprofil der Rentenleistungen verteilt. Um zusätzlich noch die Beitragszahlung der Rentenversicherten approximativ zu erfassen, werden die „Arbeitgeberanteile“ der Gesetzlichen Rentenversicherung verdoppelt. Die restlichen Einnahmen der Sozialversicherungen entsprechen den Beitragszahlungen der Erwerbstätigen. Mit Ausnahme der Pflegeversicherungsbeiträge, die analog zu den Krankenversicherungsbeiträgen verteilt werden, werden jeweils ein spezifisches aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe abgeleitetes Profil und ein entsprechender Ost-West-Verteilungsschlüssel aus der Arbeits- und Sozialstatistik berechnet. Da die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe nur die gesamten Beitragszahler zur Gesetzlichen Krankenversicherung erfasst, müssen zur Generierung des Krankenversicherungsbeitragsprofils der Erwerbstätigen die entsprechenden Gesamtbeiträge um die Beiträge der Rentner und der Arbeitslosen bereinigt werden. Unter die sonstigen Sozialbeiträge fallen hauptsächlich die Beiträge der Unternehmen zur gesetzlichen Unfallversicherung. Diese werden daher mit einem für alle Beitragszahler identischen altersspezifischen Querschnittsprofil verteilt. Für die Ost-West-

Zurechnung der sonstigen Sozialbeiträge wird der Schlüssel der Krankenversicherungsbeiträge herangezogen.

Einen wesentlichen Budgetposten des Staates machen auch die unterstellten Sozialbeiträge von privaten Haushalten aus. Hierbei handelt es sich um die zu bilanziellen Zwecken in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen unterstellten Beiträge der Beamten zur Alterssicherung. Für diese Beiträge wird ein altersspezifisches Querschnittsprofil gemäß den Beitragszahlungen der Erwerbstätigen zu den Rentenkassen unterstellt. Die Ost-West-Aufteilung erfolgt gemäß der Anzahl der Beamten in Ost- und Westdeutschland. Auch für die unterstellten Sozialbeiträge von der übrigen Welt wird das Rentenbeitragsprofil verwendet. Als Ost-West-Verteilungsschlüssel dient die Bevölkerung.

785. Die altersspezifisch zurechenbaren Einnahmen in der Budgetposition Vermögenstransfers werden nach der Bevölkerung auf Ost- und Westdeutschland aufgeteilt. Für die Vermögenstransfers von Kapitalgesellschaften wird die Inzidenzannahme getroffen, dass diese von deren Anteilseignern geleistet werden, hier findet deshalb das Kapitalsteuerprofil Verwendung. Das Profil für die Vermögenstransfers der privaten Haushalte sieht eine uniforme Verteilung auf alle über 18-Jährigen vor.

786. Grundlage der Ergebnisse des Status-quo-Szenarios des Basisjahres 2002 bildet das Staatskonto (Tabelle 33, Seite 168). Für den Status quo ist dabei die Gesetzeslage beziehungsweise der gesetzgeberische Wille der Regierung im Basisjahr maßgeblich, das heißt, alle budgetären Auswirkungen von bereits beschlossenen Maßnahmen sind zu berücksichtigen. Für den Status quo ergeben sich daraus folgende Konsequenzen:

- Zum einen muss auf der Einnahmeseite die Einführung der letzten Stufe der ökologischen Steuerreform zum 1. Januar 2003 bei der Fortschreibung der skalierten Profile der Strom- und der Mineralölsteuer berücksichtigt werden. Die Stufen umfassen auf Basis der aktuellen bis zum Jahr 2007 vorliegenden mittelfristigen Schätzungen des „Arbeitskreis Steuerschätzungen“ die Erhöhungen der Mineralölsteuer und der Stromsteuer. Ebenfalls einnahmewirksam wird die Erhöhung der Beitragssätze zur Gesetzlichen Rentenversicherung auf 19,5 vH ab dem Jahr 2003 gebucht. Die Beitragseinnahmen der Gesetzlichen Rentenversicherung werden also ausgehend von dem Niveau des Jahres 2003 in die Zukunft projiziert.
- Zum anderen ist auf der Ausgabenseite berücksichtigt, dass die Zahlungen des Staates an die Kriegsoffer langfristig auslaufen werden. Daher wird die Kriegsofferversorgung nur bis zum Jahr 2020 einbezogen. Diese Ausgabenposition wird daher annahm gemäß vom Wert des Jahres 2002 über die nächsten 18 Jahre linear vermindert.

787. Die Auswirkungen der Steuerreform 2000 sowie das Steuerentlastungsgesetz 1999/2000/2002 und die relevanten Regelungen des Steuerbereinigungsgesetzes

1999 werden in der Status-quo-Analyse eingearbeitet. Im Mittelpunkt der Steuerreform 2000 standen Steuererleichterungen für Haushalte und Unternehmen. Alle kassenwirksamen Veränderungen in der Besteuerung der privaten Haushalte werden in der Berechnung des Status quo berücksichtigt. Dafür werden die aus einem Mikrosimulationsmodell abgeleiteten Ergebnisse genutzt und die steuerreforminduzierten Veränderungen der altersspezifischen Steuerzahlungen aller inländischen Personen auf die skalierten Basisjahrprofile angepasst.

Einen wesentlichen Einfluss auf die Generationenbilanzen des Basisjahres 2002 hat auch die Umsetzung der Rentenreform. Im Einzelnen sind dies die Wirkungen des Altersvermögensgesetzes und des Altersvermögensergänzungsgesetzes. Alle Auswirkungen dieser Rentenreform sind in der Berechnung des Status quo dadurch erfasst, dass die von der Reform betroffenen altersspezifischen Zahlungsprofile entsprechend angepasst werden. Auf der Ausgabenseite sinken die Rentenleistungsprofile gemäß den gesetzlichen Vorgaben. Auf der Einnahmeseite sind die steuerlich wirksamen Komponenten der Rentenreform, also die Abzugsfähigkeit der Vorsorgeaufwendungen von der Einkommensteuer und die nachgelagerte Besteuerung dieser privaten Renten, zu berücksichtigen. Dafür werden die altersspezifischen Steuerlastprofile durch verhaltensspezifische Skalierungsparameter angepasst, die aus einem Mikrosimulationsmodell stammen und die Implikationen des Altersvermögensgesetzes bis zum Jahr 2040 erfassen.

Weiterhin wird bei allen Szenarien davon ausgegangen, dass die ostdeutsche Bevölkerung bis zum Jahr 2040 die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit der westdeutschen Bevölkerung vollständig erreicht. Dies reflektiert den Aufholprozess Ostdeutschlands an das Niveau Westdeutschlands.

Zusammenfassung

788. Das vom Sachverständigenrat verwendete Konzept zur Ermittlung der Tragfähigkeit der Finanzpolitik beruht auf einer breit gefächerten Datenbasis. Rund 70 vH der gesamten Ausgaben und etwa 92 vH der Einnahmen des Staates werden altersspezifisch den jeweiligen Generationen zugeordnet. Hierdurch lässt sich die implizite Staatsschuld sehr genau beziffern. Für Deutschland ergibt sich im Jahr 2002 eine erhebliche Tragfähigkeitslücke, die die Schuldenstandsquote um ein Mehrfaches übersteigt. Unter Zugrundelegung einer jährlichen Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts von 1,5 vH und eines Marktzinses von 3 % beläuft sich die Tragfähigkeitslücke für das Basisjahr 2002 auf etwa 330 vH in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt. Berücksichtigt man, dass die explizite Staatsverschuldung im Jahr 2002 bei 60,8 vH gelegen hat, so verbleiben implizite, nicht verbrieftete Staatsschulden in Höhe von etwa 270 vH. Diese resultieren im Wesentlichen aus den Ansprüchen an die umlagefinanzierten Sozialversicherungssysteme einschließlich der Pensionsansprüche und der nicht durch Ausgabenkürzungen

gedeckten Einnahmeausfälle der in den letzten Jahren implementierten Steuerreformen. Zum Schließen der Tragfähigkeitslücke sind entweder eine deutliche Senkung der staatlichen Ausgaben oder aber eine massive Erhöhung der Abgaben erforderlich. Angesichts der bereits sehr hohen Abgabenquote in Deutschland sollte die Politik jedoch den Weg der Ausgabenreduzierung bevorzugen, damit die Tragfähigkeit der öffentlichen Finanzen auch für die künftigen Generationen sichergestellt ist.

Literatur

- Abel, A. B., N. G. Mankiw, L. H. Summers und R. J. Zeckhauser (1989) *Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence*, Review of Economic Studies, 56, 1 – 20.
- Auerbach, A. J., J. Gokhale und L. J. Kotlikoff (1991) *Generational Accounts – A Meaningful Alternative to Deficit Accounting*, in: Bradford, D. (Hrsg.): Tax Policy and the Economy, 5, 55 – 110.
- Auerbach, A. J., J. Gokhale und L. J. Kotlikoff (1994) *Generational Accounting: A Meaningful Way to Evaluate Fiscal Policy*, Journal of Economic Perspectives, 8, 73 – 94.
- Blanchard, O. (1993) *Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators*, in: Verbon, H. A. A. und F. A. A. M. van Winden (Hrsg.): The Political Economy of Government Debt, 307 – 325.
- Blanchard, O., J.-C. Chouraqui, R. P. Hagemann und N. Sartor (1990) *The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question*, OECD Economic Studies, 15, 7 – 36.
- Börstinghaus, V. und G. Hirte (2001) *Generational Accounting versus Computable General Equilibrium*, Finanzarchiv, 58, 227 – 243.
- Buiter, W. (1997) *Generational Accounts, Aggregate Saving and Intergenerational Distribution*, Economica, 64, 605 – 626.
- Deutsche Bundesbank (2001) *Zur langfristigen Tragfähigkeit der öffentlichen Haushalte - eine Analyse anhand der Generationenbilanzierung*, Monatsbericht Dezember 2001, 29 – 44.
- Diamond, P. (1996) *Generational Accounts and Generational Balance: An Assessment*, National Tax Journal, 49, 597 – 607.
- Europäische Kommission (2003) *Public Finances in EMU 2003*, Brüssel.
- Fehr, H. und L. J. Kotlikoff (1997) *Generational Accounting in General Equilibrium*, Finanzarchiv, 53, 1 – 27.
- Feist, K. und B. Raffelhüschen (2000) *Möglichkeiten und Grenzen der Generationenbilanzierung*, Wirtschaftsdienst, 80, 440 – 447.

- Franco, D. und T. Munzi (1997) *Ageing and Fiscal Policies in the European Union*, European Economy, Reports and Studies, 4, 239 – 388.
- Haveman, R. (1994) *Should Generational Accounts Replace Public Budgets and Deficits?* Journal of Economic Perspectives, 8, 95 – 111.
- Homburg, S. (1992) *Efficient Economic Growth*, Berlin.
- Kitterer, W. (2002) *Indikatoren für eine nachhaltige Finanzpolitik*, Wirtschaftsdienst, 82, 67 – 73.
- Kotlikoff, L. J. (2002) *Generational Policy*, in: Auerbach, A. J. und M. Feldstein (Hrsg.): *Handbook of Public Economics*, 4, 1873 – 1932.
- Manzke, B. (2002) *Zur langfristigen Tragfähigkeit der öffentlichen Haushalte in Deutschland – eine Analyse anhand der Generationenbilanzierung*, Diskussionspapier 10/02 der Deutschen Bundesbank.
- OECD (1998) *Economic Outlook*, Dezember 1998, 64, 148 – 157.
- Raffelhüschen, B. (1999) *Generational Accounting: Method, Data and Limitations*, European Economy, Reports and Studies, 6: *Generational Accounting in Europe*, 17 – 28.
- Raffelhüschen, B. (2002) *Ein Plädoyer für ein flexibles Instrument zur Analyse nachhaltiger Finanzpolitik*, Wirtschaftsdienst, 82, 73 – 76.
- Raffelhüschen, B. und A. Risa (1997) *Generational Accounting and Intergenerational Welfare*, Public Choice, 93, 149 – 163.
- Wissenschaftlicher Beirat beim Bundesministerium der Finanzen (2001) *Nachhaltigkeit in der Finanzpolitik. Konzepte für eine langfristige Orientierung öffentlicher Haushalte*, BMF-Schriftenreihe Heft 71.

III. Finanzpolitik in der Europäischen Währungsunion

789. Die Europäische Währungsunion hat die Bedingungen, unter denen die nationale Finanzpolitik operiert, in bedeutsamer Weise verändert. Zum einen entfällt mit der einheitlichen Geldpolitik der Zins als ein Instrument der nationalen Stabilisierungspolitik, so dass die Finanzpolitik an relativer Wichtigkeit gewonnen hat. Zum anderen wird die mittelfristige bis langfristige Ausrichtung der Finanzpolitik insoweit stärker zu einer Angelegenheit des supranationalen Interesses, als eine solide Struktur der öffentlichen Haushalte eine notwendige Bedingung für den dauerhaften Erfolg der gemeinsamen Währung darstellt. Letzteres ist nicht nur im engeren Sinn einer Konfliktvermeidung zwischen nationalen Finanzpolitiken und vergemeinschafteter Geldpolitik zu sehen, sondern auch weiter gefasst als Ausdruck der Erkenntnis, dass die Finanzpolitik die langfristigen Wachstumsperspektiven im gemeinsamen Währungsgebiet maßgeblich beeinflusst.

Die gegenwärtige Diskussion um die Anwendung des Stabilitäts- und Wachstumspakts, mit dem diese Ziele auf europäischer Ebene realisiert werden sollen, hat ihre Ursachen nicht in einer mangelnden Übereinstimmung in dem langfristigen Ziel einer Sicherung der Tragfähigkeit der nationalen Finanzpolitiken. Die Schwierigkeiten in der Anwendung des Pakts bestehen vielmehr darin, dass durch ihn ebenfalls Bedingungen an die kurzfristige Budgetpolitik formuliert werden, die unter Umständen mit anderen kurzfristigen finanzpolitischen Zielen, hier vor allem der Konjunkturstabilisierung, in Konflikt geraten können. Dieses mögliche Spannungsverhältnis wird nicht zuletzt vor dem Hintergrund der hartnäckigen konjunkturellen Schwächephase der vergangenen Jahre in der öffentlichen Diskussion verstärkt als tatsächliches Problem des Pakts wahrgenommen. Die in diesem Zusammenhang geübte Kritik geht einher mit einer Revitalisierung der diskretionären Finanzpolitik insbesondere in den großen Ländern des Euro-Raums, darüber hinaus aber auch in den Vereinigten Staaten und – bereits seit geraumer Zeit – in Japan.

790. Vor diesem Hintergrund werden nach einer kurzen deskriptiven Analyse der Entwicklung schuldenrelevanter Indikatoren in den Ländern des Euro-Raums seit Mitte der neunziger Jahre detailliert kurzfristige Aspekte der Finanzpolitik untersucht. In einem ersten Schritt wird die Reaktion der öffentlichen Haushalte auf konjunkturelle Schwankungen im Zeitablauf näher beleuchtet. Dabei wird der Frage nachgegangen, ob die mit dem Maastricht-Vertrag verbundenen institutionellen Veränderungen in den betroffenen Ländern zu einer Einschränkung der konjunkturellen Reagibilität der nationalen Haushalte geführt haben. Dies ließe sich als ein Hinweis auf eine verringerte Glättungskapazität der automatischen Stabilisatoren interpretieren. Des Weiteren interessiert aber auch, ob seit Beginn der neunziger Jahre eine Veränderung in den diskretionären finanzpolitischen Reaktionsmustern beobachtet werden kann. Diese Frage wird anhand der Auswirkungen konjunkturereller Schwankungen auf die konjunkturbereinigten Budgets untersucht. Beide Probleme sind nicht unabhängig voneinander zu sehen, weil sie die Interaktion derselben Variablen betreffen, werden hier jedoch – der Literatur folgend – separat diskutiert.

Die beiden vorgenannten Fragestellungen stellen die Reaktion der Finanzpolitik auf Veränderungen der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen in den Mittelpunkt. Die umgekehrte Fragestellung nach den Effekten der Finanzpolitik auf die Konjunktur ist jedoch ebenfalls bedeutsam. Deshalb werden die Ergebnisse aktueller empirischer Studien zu den Wirkungen einer diskretionären Finanzpolitik diskutiert. Im Anschluss daran wird die Frage der nicht-keynesianischen Effekte der Finanzpolitik anhand einer Analyse der Konsolidierungserfahrungen in den Ländern der Europäischen Währungsunion untersucht.

Neben diesen kurzfristigen Wirkungen der Finanzpolitik auf die Konjunktur sind auch ihre langfristigen Wirkungen von Interesse. In einem abschließenden Abschnitt wird daher der Zusammenhang zwischen Wirtschaftswachstum und Finanzpolitik empirisch untersucht.

791. Für die empirischen Analysen dienen Daten der Europäischen Kommission über die Länder der Europäischen Währungsunion als Grundlage.¹⁾ Der maximale Betrachtungszeitraum umfasst die Jahre 1970 bis 2002; verwendet werden Jahresdaten, da für die Konten der öffentlichen Haushalte keine detaillierten unterjährigen Angaben veröffentlicht werden. Angaben zu den Output-Lücken werden von der Europäischen Kommission über zwei Verfahren berechnet, eine HP-Filtermethode sowie einen Produktionsfunktionsansatz (Europäische Kommission, 2002). Hier werden lediglich die auf der Produktionsfunktionsmethode basierenden Output-Lücken verwendet. Die konjunkturbereinigten Budgetpositionen sind über die entsprechenden Elastizitäten ermittelt, wobei Letztere von der OECD berechnet wurden (van den Noord, 2000).²⁾

Die Entwicklung schuldenrelevanter Indikatoren in der Europäischen Währungsunion

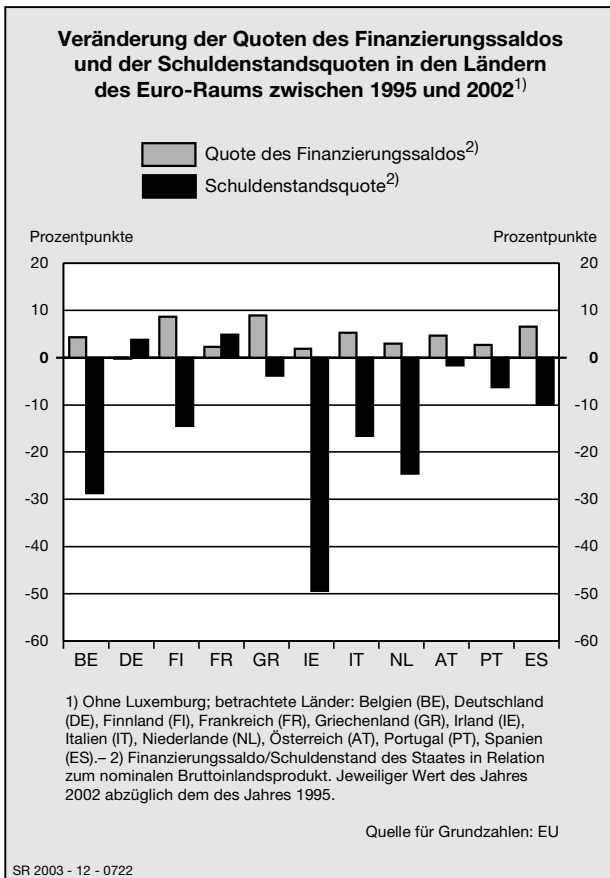
Die Entwicklung schuldenrelevanter Indikatoren in der Europäischen Währungsunion

792. Einer ganzen Reihe von Ländern der Europäischen Währungsunion (EWU) ist es seit Mitte der neunziger Jahre gelungen, ihre Defizitquoten und Schuldenstandsquoten merklich zurückzuführen (Schaubild 77, Seite 438). Diese

¹⁾ Verwendet werden Angaben der AMECO-Datenbank sowie Daten aus den Staatskonten der Mitgliedsländer der Europäischen Union (General Government Data). Beide Quellen sind unter http://europa.eu.int/comm/economy_finance/index_en.htm zugänglich. Den Untersuchungen liegen die Daten zum Zeitpunkt der Frühjahrsschätzung der Europäischen Kommission zugrunde. Luxemburg wird in den vorliegenden Analysen aufgrund seiner Besonderheiten und der damit einhergehenden geringen Vergleichbarkeit zu den übrigen Ländern des Euro-Raums nicht berücksichtigt.

²⁾ Die Europäische Kommission selbst verwendet bei der Berechnung der konjunkturbereinigten Defizite ebenfalls die OECD-Elastizitäten (Europäische Kommission, 2002). Sie veröffentlicht jedoch keine Angaben zu zyklisch bereinigten Teilkomponenten des Budgets, mit Ausnahme der Gesamteinnahmen und der Gesamtausgaben.

Schaubild 77



Bilanz gilt ungeachtet des konjunkturell bedingten Anstiegs der Defizite, das heißt eines Rückgangs der Finanzierungssalden, in den vergangenen beiden Jahren. Die deutliche Verringerung der Schuldenstandsquoten erreichten die betreffenden Länder durch hohe Primärsalden (Kasten 17). Diese beliefen sich im Durchschnitt der Jahre 1995 bis 2002 in Belgien beispielsweise auf über 6 vH in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt; Griechenland, Irland, Italien und Finnland erreichten immerhin noch Werte über 4 vH. In erheblichem Kontrast zu dieser Ländergruppe stehen Deutschland, Frankreich und Portugal mit Primärüberschüssen von weniger als 1 vH in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt im mehrjährigen Durchschnitt (Schaubild 78). Zwar haben diese drei Länder auch eine geringere Schuldenstandsquote als Belgien, Italien und Griechenland, was aus Nachhaltigkeitsüberlegungen mit Blick auf die erforderlichen Konsolidierungsanstrengungen auch geringere Werte der die Schuldenstandsquote stabilisierenden Primärüberschüsse impliziert. Allerdings ist die Schuldenstandsquote in den beiden größten EWU-Ländern seit dem Jahr 1995 angestiegen, während sie auch in den Ländern, die im Jahr 1995 ein vergleichbares Ausgangsniveau des Verschuldungsgrads aufwiesen, ausnahmslos gesunken ist.

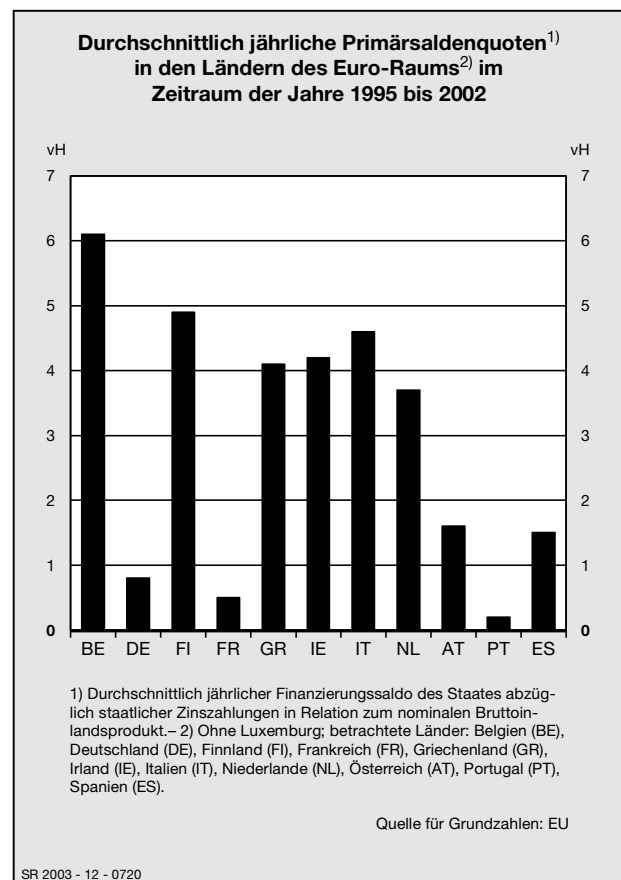
793. Die Veränderung der Schuldenstandsquote wird neben einem diskretionären Konsolidierungsimpuls über

den Primärsaldo auch beeinflusst durch die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen. Vor diesem Hintergrund ist es von Interesse, den konjunkturellen Effekt auf die beobachtbare Dynamik der Schuldenstandsquote zu isolieren. Ausgangspunkt hierfür ist die Bewegungsgleichung für die Schuldenstandsquote b_{t+1}^y am Ende der Periode t . Diese verändert sich in Abhängigkeit von der Primärsaldenquote p_t^y , dem durchschnittlichen Zinssatz auf die Staatsschulden r_t , sowie der Veränderungsrate des nominalen Bruttoinlandsprodukts n_t :

$$b_{t+1}^y = \frac{1+r_t}{1+n_t} b_t^y - \frac{p_t^y}{1+n_t}. \quad (1)$$

Zusätzlich zu diesen Faktoren wird die Veränderung der Schuldenstandsquote von weiteren Anpassungen der Schuldenstände beeinflusst (Stock-Flow Adjustments). Da die von der amtlichen Statistik ausgewiesenen Quoten in der Maastricht-Definition die Schuldenstände zu Nominalwerten erfassen, enthalten die Bestandsgrößenanpassungen nicht die Veränderungen der Kurswerte der umlaufenden Schuldtitel in heimischer Währung. Berücksichtigt werden allerdings Wechselkurseffekte bei nicht in Euro denominierten Schulden sowie die auf

Schaubild 78



Verschiedene Konzepte zur Darstellung der öffentlichen Haushaltssposition

Zur Darstellung der öffentlichen Budgetposition bieten sich – je nach Untersuchungsgegenstand – unterschiedliche Abgrenzungen an.

- Der **Finanzierungssaldo** gibt die Differenz zwischen öffentlichen Einnahmen (ohne Nettokreditaufnahme) und öffentlichen Ausgaben an, wobei die Ausgaben auch die Zinszahlungen auf die ausstehenden Staatsschulden einschließen. Diese Größe gibt somit ein umfassendes Bild der Lage der öffentlichen Finanzen unter Einschluss aller Effekte.
- Der **Primärsaldo** ist die Differenz zwischen öffentlichen Einnahmen (ohne Nettokreditaufnahme) und öffentlichen Ausgaben abzüglich der Zinszahlungen auf die ausstehenden Staatsschulden. Die Heranziehung dieser Größe bietet sich zur Beurteilung der aktuellen Finanzpolitik an, da sie die aus der Vergangenheit resultierenden Zinszahlungen vernachlässigt. Ihre Veränderung über die Zeit stellt das Wirken automatischer Stabilisatoren sowie die Effekte sonstiger finanzpolitischer Maßnahmen dar.
- Vom **(konjunktur)bereinigten Finanzierungssaldo oder (konjunktur)bereinigten Primärsaldo** spricht man, wenn konjunkturelle Effekte – also im Wesentlichen die Wirkungen automatischer Stabilisatoren – herausgerechnet sind. Die bereinigten Größen geben somit das Ergebnis der nicht konjunkturell bedingten Finanzpolitik wieder. Dabei dient insbesondere der konjunkturbereinigte Primärsaldo zum einen der Beantwortung der Frage, ob in einem bestimmten Zeitraum finanzpolitische Konsolidierungsanstrengungen unternommen wurden. Zum anderen kann die Veränderung dieser Größe aber auch einen Anhaltspunkt für den Einsatz diskretionärer expansiver Finanzpolitik geben.

reinen Finanztransaktionen basierenden Veränderungen der Schuldenstände, beispielsweise Tilgung durch Privatisierungserlöse. Die Anpassungsbeträge sind damit ein Residuum auf der rechten Seite der Gleichung (1), das die Konsistenz der Stromgrößeneffekte über die Primärsaldenquote auf die Schuldenstandsquoten sicherstellt. Der Zinssatz auf den Schuldenstand errechnet sich als implizite Größe aus der Zinsausgabenquote und der Schuldenstandsquote.

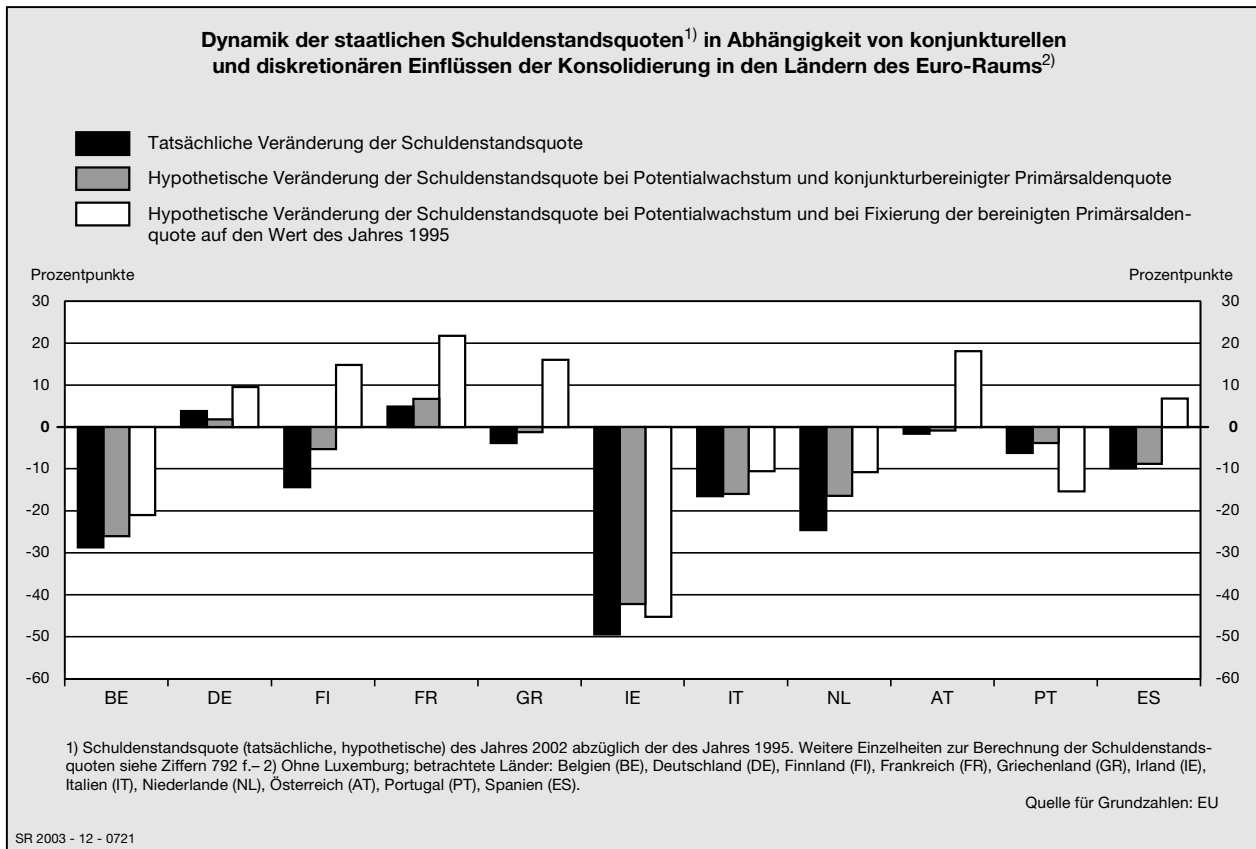
Der konjunkturelle Einfluss auf die Veränderung des Schuldenstands wirkt über zwei Kanäle: zum einen als direkter Effekt über die Zuwachsrates des nominalen Bruttoinlandsprodukts, zum anderen indirekt über die Veränderung der Primärsaldenquote. Der konjunkturelle Effekt auf die Nominalzinsen wird hierbei vernachlässigt. Der zyklische Gesamteffekt auf die Dynamik der Staatsschulden lässt sich dann in zwei Schritten berechnen. Zunächst wird eine hypothetische Veränderung der Schuldenstandsquote berechnet, die sich ergeben würde, wenn der Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts gleich dem Potentialwachstum wäre und die Primärsaldenquote ihren konjunkturbereinigten Werten entspräche. Die Differenz zwischen der tatsächlichen Veränderung der Schuldenstandsquote und der so errechneten gibt dann näherungsweise den konjunkturellen Einfluss an.

Die auf konjunkturelle Einflüsse zurückzuführende Veränderung der Schuldenstandsquoten zwischen den Jahren 1995 und 2002 ist für die einzelnen Länder von unterschiedlicher Bedeutung (Schaubild 79, Seite 440, Vergleich der schwarzen mit den weißen Säulen). Für Deutschland lässt sich rund die Hälfte des beobachtbaren Anstiegs der Schuldenstandsquote auf konjunkturelle Probleme zurückführen. Demgegenüber haben po-

sitive konjunkturelle Effekte in Frankreich dazu geführt, dass die Schuldenstandsquote nicht ganz so stark gestiegen ist, wie es die konjunkturbereinigte Entwicklung der Schuldenstandsquote hätte vermuten lassen. Ein ebenfalls positiver zyklischer Einfluss war für Österreich zu beobachten, der den Rückgang der Schuldenstandsquote etwa zur Hälfte erklärt. Auf die Rückführung des Verschuldungsgrads in Griechenland, den Niederlanden, Portugal und Finnland wirkten konjunkturelle Einflüsse ebenso in einem beträchtlichen Ausmaß günstig. Die Entwicklung in Belgien, Irland, Italien und Spanien mit teilweise erheblichen Verringerungen der Schuldenstandsquoten lässt sich demgegenüber nur zu einem sehr geringen Teil auf positive zyklische Einflüsse zurückführen. Nicht berücksichtigt sind hierbei allerdings die Effekte der Nominalzinskonvergenz auf die Dynamik des Schuldenstands. Diese waren in einigen ehemaligen Hochzinsländern bedeutsam, stellen allerdings keinen konjunkturellen Effekt dar.

Die Feststellung, dass die konjunkturelle Entwicklung in einigen Ländern die Konsolidierung unterstützt hat, bedeutet jedoch nicht, dass diese Länder seit Mitte der neunziger Jahre nicht möglicherweise zugleich auch erhebliche zusätzliche Konsolidierungsanstrengungen unternommen haben. Den originären Konsolidierungsbeitrag kann man mittels einer analogen Berechnung zumindest näherungsweise isolieren. Hierzu wird die Annahme des Potentialwachstums unverändert gelassen, für die Dynamik der Schuldenstandsquote aber von einer auf den Wert des Jahres 1995 fixierten konjunkturbereinigten Primärsaldenquote ausgegangen. Dann lässt sich in einem Vergleich der Entwicklung dieses Szenarios mit demjenigen einer variablen konjunkturbereinigten

Schaubild 79



Primärsaldenquote erkennen, in welchem Ausmaß die Veränderung der bereinigten Primärsalden die Konsolidierung beeinflusst hat (Vergleich der grauen mit den weißen Säulen). Insbesondere in Finnland, Österreich, Griechenland, Spanien und Frankreich ist im Zeitraum der Jahre 1995 bis 2002 gemessen an dem Ausgangsjahr 1995 eine zwischenzeitlich bedeutsame Entwicklung hin zu einer Verringerung des Primärdefizits beziehungsweise einer Erhöhung der Primärüberschüsse zu beobachten gewesen. Aber auch für Deutschland lässt sich feststellen, dass der hypothetische Anstieg der Schuldenstandsquote durch die zwischenzeitliche Erhöhung der Primärüberschussquoten merklich gebremst wurde. Interessanterweise gilt das Gegenteil für Portugal; hier hat es im Betrachtungszeitraum keinen nennenswerten Konsolidierungsimpuls über den Primärsaldo gegeben.

794. Bemerkenswert ist, dass in einer ganzen Reihe von Ländern die Verringerung der Schuldenstandsquote sowohl durch einen positiven konjunkturellen Effekt als auch durch eine originäre Konsolidierungsanstrengung erreicht wurde. Der Vergleich der beiden Effekte, konjunktureller Einfluss und diskretionäre Anpassung der Primärsaldenquoten, auf die Veränderung der Schuldenstandsquoten deutet allerdings darauf hin, dass über alle Länder hinweg der zyklische Einfluss weniger bedeutsam gewesen ist als die Verbesserung der bereinigten Primärsaldenpositionen.

Konjunkturreakibilität des Budgets

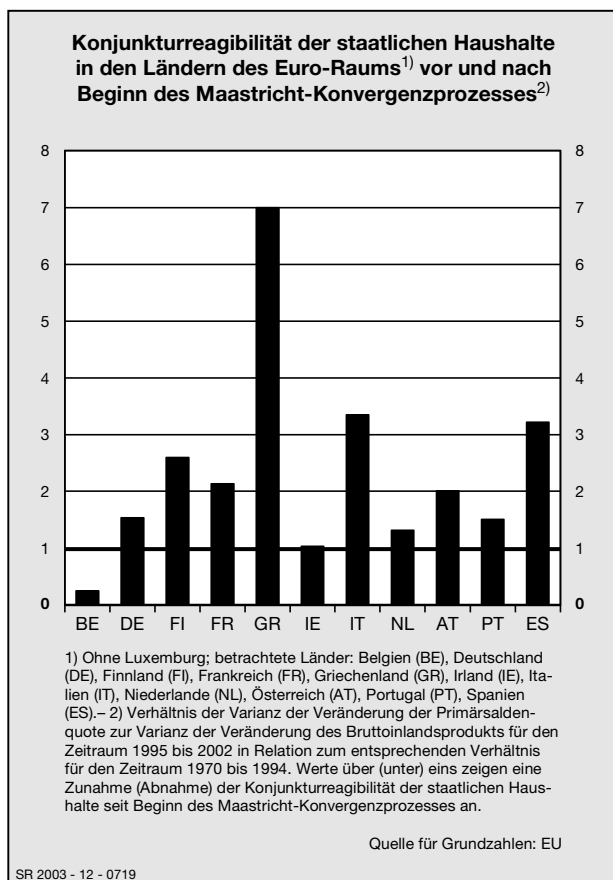
795. Vor dem Hintergrund des Stabilitäts- und Wachstumspakts, der das Bekenntnis der EWU-Staaten zu mittelfristig ausgeglichenen öffentlichen Haushalten enthält, ist es von Interesse, ob die mit dem Maastricht-Vertrag einhergegangenen Veränderungen in den Rahmenbedingungen für die nationalen Finanzpolitiken in den Ländern des Euro-Raums zu einer Veränderung in der Reagibilität der öffentlichen Haushalte auf konjunkturelle Schwankungen geführt haben. Die Sensitivität des öffentlichen Defizits auf die Konjunktur lässt sich in zwei allgemeine Komponenten zerlegen. Zum einen reagieren wichtige Teile der Staatseinnahmen und Staatsausgaben bedingt durch die institutionelle Ausgestaltung des Steuer- und Transfersystems quasi automatisch auf zyklische Veränderungen. Zum anderen ist es möglich, dass über diese automatischen Stabilisatoren hinaus eine systematisch diskretionäre Finanzpolitik das Defizit in konjunkturellen Abschwungphasen steigert und in Aufschwungphasen reduziert. Angesichts der vielfältigen Schwierigkeiten einer solchen über den Konjunkturverlauf symmetrisch antizyklischen diskretionären Politik – hier seien zunächst nur die zeitlichen Verzögerungen genannt – dürfte der Anteil der Konjunkturreakibilität des Budgets, der auf das Wirken der automatischen Stabilisatoren zurückgeführt werden kann, weitaus größer sein als der Anteil einer diskretionär antizyklischen Finanzpolitik.

Die mit dem Maastricht-Regime verbundene Veränderung kann die Konjunkturereagibilität auf zwei unterschiedliche Weisen beeinflusst haben. Zum einen hat die nationale Finanzpolitik durch die Wechselkursstabilität im Vorfeld der Währungsunion und durch den Wegfall von Wechselkursschwankungen mit ihrem Beginn an relativer stabilisierungspolitischer Bedeutung gewonnen. Dies spricht für eine erhöhte Budgetsensitivität. Zum anderen könnten die mit dem Maastricht-Vertrag und dem Stabilitäts- und Wachstumspakt erzeugten Konsolidierungserfordernisse über diskretionäre Anpassungen das Wirken der automatischen Stabilisatoren eingeschränkt haben. Dies spricht für eine geringere Budgetsensitivität.

Deskriptive Analyse der Konjunkturereagibilität der öffentlichen Haushalte

796. Als ein erster grober Indikator für die Konjunkturereagibilität der öffentlichen Haushalte lässt sich das Verhältnis der Volatilität der Veränderungen der Primärsaldenquote zur Volatilität der Veränderungsraten des Bruttoinlandsprodukts heranziehen. Stimmt die Hypothese einer eingeschränkten Budgetsensitivität, dann sollte dieses Verhältnis der Volatilitäten im Zeitverlauf abgenommen haben. Dies lässt sich für die Länder der Europäischen Währungsunion nicht beobachten (Schaubild 80). Einzig in Belgien ist die entsprechende Größe in

Schaubild 80



der zweiten Hälfte der neunziger Jahre gegenüber dem Zeitraum zwischen den Jahren 1970 und 1994 zurückgegangen. In allen anderen Ländern hat sich die Reagibilität erhöht, wenn auch im Falle Irlands nur marginal. Betrachtet man anstelle der Primärdefizite die Gesamtdefizite, ändert sich an diesem Befund nichts; lediglich in Irland war die Reagibilität des Gesamtdefizits seit Beginn des Maastricht-Prozesses leicht geringer als davor.

Regressionsanalyse der Konjunkturereagibilität der öffentlichen Haushalte

797. Der Zusammenhang zwischen Primärdefizit und Konjunktur im Zeitverlauf lässt sich präziser mittels einer Regressionsanalyse für unterschiedliche Zeiträume untersuchen. Die Budgetereagibilität wird hierbei in einem Panelansatz durch eine Regression der Output-Lücke auf die Primärsaldenquote geschätzt.

Eine derartige Regression liefert allerdings verzerrte Ergebnisse, wenn die erklärenden Variablen und der Fehlerterm der Schätzung korreliert sind. Gründe für eine solche mangelnde Unabhängigkeit liegen dann vor, wenn die erklärenden Variablen fehlerhaft gemessen sind oder die erklärenden Variablen selbst endogen bestimmt sind. Beide Probleme dürften in der verwendeten Spezifikation eine Rolle spielen, insbesondere das Endogenitätsproblem ist bei Schätzungen der Beziehung zwischen Fiskalvariablen und gesamtwirtschaftlichen Variablen relevant. In der Literatur ist es deshalb inzwischen Standard, bei entsprechenden Panelanalysen die erklärenden Variablen zu instrumentieren. Die Instrumente sollten die Eigenschaft aufweisen, mit den erklärenden Variablen korreliert zu sein, nicht jedoch mit den erklärten Variablen. Das Schätzverfahren hierzu ist ein gewichtetes zweistufiges Kleinste-Quadrate-Verfahren, wobei als Gewichte die Elemente der Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen herangezogen werden. Fixe Effekte tragen der länderspezifischen Heterogenität Rechnung. Alternative Schätzungen mittels eines Ansatzes mit gemeinsamen Effekten liefern quantitativ ähnliche Ergebnisse.

Üblich in solchen Schätzungen ist die Verwendung zeitverzögerter Variablen als Instrumente. Die nachfolgenden Schätzungen nutzen neben der verzögerten Output-Lücke die Output-Lücke in den Vereinigten Staaten als Instrument für den nationalen Auslastungsgrad. Die kontemporäre Korrelation der Output-Lücke der Vereinigten Staaten mit den jeweiligen nationalen Output-Lücken liegt regelmäßig bei über 0,3; die konjunkturellen Impulse dürften dabei von den Vereinigten Staaten ausgehen (JG 2001 Ziffern 458 ff.).

Die Schätzergebnisse lassen keine im Zeitverlauf abnehmende Budgetsensitivität erkennen (Tabelle 77, Seite 442). Wenn überhaupt, dann trifft die gegenteilige Hypothese zu: Der konjunkturelle Einfluss auf die Primärsalden ist im Übergang zur dritten Stufe der Europäischen Währungsunion eher gestiegen. Trennt man mittels einer entsprechenden Dummyvariable den Schätzzeitraum explizit in die Phase vor und nach Beginn des Maastricht-Konvergenzprozesses im Jahr 1993, dann zeigt sich ebenfalls, dass für die EWU-Länder insgesamt die Budgetereagibilität in der zweiten Periode signifikant zugenommen hat.

Tabelle 77

Reagibilität der Primärsaldenquote auf konjunkturelle Einflüsse¹⁾

Variable	Zeitraum				
	1970 bis 2002	1980 bis 2002	1990 bis 2002	1995 bis 2002	1999 bis 2002
	alle EWU-Länder				
Output-Lücke	0,39 ** (7,99)	0,44 ** (7,29)	0,29 ** (4,39)	0,58 ** (7,99)	0,48 ** (5,25)
	Deutschland, Frankreich, Italien und Portugal				
Output-Lücke	0,23 ** (3,02)	0,02 (0,29)	0,12 (1,18)	0,10 (0,73)	0,39 (*) (1,92)
	EWU ohne Deutschland, Frankreich, Italien und Portugal				
Output-Lücke	0,50 ** (7,86)	0,70 ** (9,46)	0,41 ** (4,57)	0,64 ** (8,08)	0,55 ** (5,11)

1) Erklärte Variable: Primärsaldenquote. Regressor: Output-Lücke. Instrumente: Verzögerte Output-Lücke, Output-Lücke der Vereinigten Staaten. Weitere Einzelheiten zum Schätzverfahren siehe Ziffer 797.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: *t*-Statistik.

Spezifikationstests durch die Hinzunahme weiterer erklärender Variablen, beispielsweise der verzögerten Primärsaldenquote und der Schuldenstandsquote, ändern dieses Bild in qualitativer Hinsicht nicht. Die Berücksichtigung der zeitverzögerten Primärsaldenquote in einer erweiterten Spezifikation führt jedoch zu einer dynamischen Panelschätzung. Dies hat in einem Panel mit fixen Effekten inkonsistente Parameterschätzungen zur Folge (JG 2002 Ziffer 600). Da aber für die hier interessierende Frage einer zunehmenden oder abnehmenden Konjunktursensitivität des Budgets lediglich die zeitliche Veränderung der Output-Lücken-Koeffizienten von Belang ist, wird dieses Problem vernachlässigt.

Unterteilt nach Ländergruppen zeigen sich deutliche Unterschiede. Die kleineren Länder, die – mit Ausnahme Portugals – zugleich auch die Gruppe der Länder bilden, die gegenwärtig keine Probleme mit der Erfüllung des Defizitkriteriums des Stabilitäts- und Wachstumspakts haben, weisen generell eine im Vergleich zum Aggregat aller Länder des Euro-Raums deutlich höhere und in jedem Teilzeitraum signifikante Budgetsensitivität auf, die zudem auf eine antizyklische Finanzpolitik hindeutet. Die öffentlichen Haushalte der großen Mitgliedsländer der EWU (einschließlich Portugal) reagieren über große Teilzeiträume kaum auf den Auslastungsgrad. Lediglich für den langen Zeitraum ab dem Jahr 1970 und für den Zeitraum ab dem Jahr 1999, wobei angesichts des kurzen Schätzzeitraums besondere Vorsicht bei der Interpretation geboten ist, lässt sich eine signifikant antizyklische Reaktion feststellen. Der Befund, dass die kleineren EWU-Staaten eine höhere Budgetsensitivität aufweisen, impliziert, dass diese Länder unter den Bedingungen des Stabilitäts- und Wachstumspakts eine größere zyklische Sicherheitsmarge in ihrer Defizitposition benötigen, um

in einem konjunkturellen Abschwung nicht die 3 vH-Defizitgrenze zu überschreiten.

Die Ergebnisse dieser Schätzungen sollten jedoch auch nicht überinterpretiert werden. Der Schätzansatz erlaubt keine Trennung nach den Ursachen der Schwankungen im Auslastungsgrad. Die Reaktion der öffentlichen Haushalte unterscheidet sich aber je nach dem, welcher Schock die Volkswirtschaften trifft: So ist beispielsweise der Effekt automatischer Stabilisatoren auf die Budgetposition größer bei Nachfrageschocks auf die Privaten Konsumausgaben als bei solchen, die primär die privaten Investitionen treffen (Europäische Kommission, 2001). Insbesondere für kürzere Schätzzeiträume differenziert dann aber die Budgetsensitivität in Abhängigkeit von den Ursachen der in den einzelnen Perioden auftretenden Schwankungen der Output-Lücken. Dies legt eine gewisse Vorsicht beim Vergleich der Schätzwerte über die einzelnen Teilzeiträume hinweg nahe; der grundsätzliche Befund einer zumindest nicht verringerten Reagibilität der öffentlichen Haushalte wird davon aber nicht tangiert.

798. Betrachtet man die konjunkturelle Reagibilität, so zeigt sich darüber hinaus eine signifikante Asymmetrie: In konjunkturellen Abschwungsperioden, hier definiert als Perioden mit einer negativen Output-Lücke, also einer Unterauslastung, ist ein signifikant antizyklisches Verhalten erkennbar, wohingegen in Jahren mit einem positiven Auslastungsgrad ein azyklisches Verhalten dominiert (Tabelle 78). Diese Ergebnisse bestätigen damit ein Problem des Stabilitäts- und Wachstumspakts in seiner gegenwärtigen Ausgestaltung, nämlich die mangelnden Anreizeffekte zu einer über den Konjunkturzyklus hinweg symmetrischen Reaktion der öffentlichen Haushalte (Ziffern 420 ff.).

Tabelle 78

Reagibilität der Primärsaldenquote in Abhängigkeit von der Position im Konjunkturzyklus¹⁾

Variable	
Dummy Aufschwungphase	0,24 (1,05)
Dummy Abschwungphase	0,56 * (2,18)

1) Erklärte Variable: Primärsaldenquote. Regressoren: Output-Lücken multipliziert mit Konjunkturdummy (Aufschwungphase/Abschwungphase: gleich 1 bei positiver/negativer Output-Lücke). Instrumente: Verzögerte Output-Lücke, Output-Lücke der Vereinigten Staaten. Zugrunde gelegter Zeitraum: Jahre 1970 bis 2002. Weitere Einzelheiten zum Schätzverfahren siehe Ziffer 797.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: *t*-Statistik.

Zusammenhang zwischen konjunkturellen Schwankungen und diskretionärer Finanzpolitik

799. Die Reaktion des nicht konjunkturbereinigten Primärsaldos auf konjunkturelle Schwankungen dürfte in aller Regel die Effekte der automatischen Stabilisatoren erfassen. Darüber hinaus ist aber auch die Frage des Zusammenhangs zwischen konjunkturellen Schwankungen und diskretionärer finanzpolitischer Reaktion von Interesse. Eine Antwort auf diese Frage setzt allerdings die zuverlässige empirische Identifikation einer diskretionären fiskalischen Reaktion oder eines exogenen fiskalischen Stimulus voraus. Dies ist angesichts der vielfältigen wechselseitigen Abhängigkeiten zwischen der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und der Veränderung aggregierter Budgetdaten ein in der Wissenschaft kontrovers diskutiertes Problem; eine allgemein akzeptierte Methodik hat sich bislang nicht herausgebildet. In einer Reihe neuerer Studien wird der fiskalische Impuls im Rahmen von vektorautoregressiven Modellen über eine Kombination über die zeitliche Wirkungsstruktur und von Annahmen über die entsprechenden Budgetelastizitäten isoliert (beispielhaft Perotti, 2002). Eine alternative Methode versucht über die Identifikation ungewöhnlicher finanzpolitischer Ereignisse beziehungsweise Zeiträume, etwa den Krieg in Vietnam oder die finanzpolitische Expansion in den Vereinigten Staaten zu Beginn der achtziger Jahre, diskretionäre fiskalische Impulse zu isolieren und ihre gesamtwirtschaftliche Auswirkung zu untersuchen (beispielhaft Ramey und Shapiro, 1998). Eine weitere populäre Methode, der auch hier gefolgt wird, identifiziert diskretionäre Finanzpolitik über die Veränderung konjunkturbereinigter Budgetposten und -salden (beispielhaft Fatás und Mihov, 2002).

Verwendet man in einer Schätzung gemäß der für die unbereinigten Primärsalden beschriebenen Methodik die jeweiligen konjunkturbereinigten Salden, so liefern die Ergebnisse unter der Annahme, dass die Veränderung der zyklisch bereinigten Größen ein geeignetes Maß für

eine diskretionäre Finanzpolitik bilden,³⁾ damit ergänzende und zusätzliche Hinweise auf eine zeitliche Veränderung im Gebrauch der Finanzpolitik als Stabilisierungsinstrument.

Für die Gesamtheit der Länder der Europäischen Währungsunion ergibt sich keine signifikante Beziehung zwischen der Reagibilität der konjunkturbereinigten Primärsaldenquoten und dem Auslastungsgrad über den gesamten Zeitraum betrachtet (Tabelle 79, Seite 444). Allerdings variieren die Ergebnisse wiederum deutlich zwischen den beiden Ländergruppen. In der Gruppe der großen Länder (einschließlich Portugal) lässt sich eine signifikant prozyklische Reaktion der öffentlichen Haushalte beobachten. Dieses Verhalten ist jedoch nicht bedingt durch den Maastricht-Konvergenzprozess, sondern prägte die Finanzpolitik dieser Ländergruppe bereits geraume Zeit vorher. Erst für die Zeit seit Beginn der Währungsunion lässt sich ein prozyklischer Zusammenhang nicht mehr erkennen. Dies deutet darauf hin, dass diskretionäre finanzpolitische Reaktionen in diesen Ländern in der Regel nicht die erwünschte Stabilisierungsrolle gespielt haben. Diese Befunde stehen in Einklang mit denjenigen anderer Studien (Galí und Perotti, 2003). Demgegenüber gibt es für die Gruppe der kleinen Länder ohne Portugal für den Gesamtzeitraum keinen Zusammenhang zwischen gesamtwirtschaftlichem Auslastungsgrad und Einsatz diskretionärer Finanzpolitik.

Diskretionäre Finanzpolitik und Konsolidierung: Keynesianische und nicht-keynesianische Effekte

Empirische Untersuchungen diskretionärer Finanzpolitik

800. Neben der Reaktion der öffentlichen Haushalte auf konjunkturelle Schwankungen gewinnt seit Beginn der dritten Stufe der Europäischen Währungsunion der Einsatz diskretionärer finanzpolitischer Instrumente zur Beeinflussung der konjunkturellen Entwicklung wieder zunehmend an Bedeutung. Dies liegt zum einen sicherlich an der gegenwärtigen wirtschaftlichen Schwächephase, zum anderen setzen aber auch andere große Industriestaaten, insbesondere die Vereinigten Staaten und Japan, seit einiger Zeit deutliche finanzpolitische Stimuli. Im Zuge dieser Entwicklung ist in jüngster Zeit eine Reihe empirischer Studien veröffentlicht worden, die die Frage der Effektivität diskretionärer Finanzpolitik untersuchen. Diese folgen im Grundsatz drei unterschiedlichen Ansätzen: Schätzungen vektorautoregressiver (VAR-)Modelle sowie Simulationen dynamischer allgemeiner Gleichgewichtsmodelle und großer makroökonomischer Modelle.

VAR-Modelle identifizieren Fiskalschocks auf unterschiedliche Weise. Gemeinsam ist ihnen, dass sie einen

³⁾ Die Veränderung der zyklisch bereinigten Größen bildet das Ausmaß diskretionärer Finanzpolitik nur insofern korrekt ab, als eine diskretionäre Finanzpolitik nicht systematisch eingesetzt wird. Denn in diesem Fall würde der systematische Teil fälschlicherweise als das Wirken der automatischen Stabilisatoren wiedergegeben.

Tabelle 79

Reagibilität der bereinigten Primärsaldenquote auf konjunkturelle Einflüsse¹⁾

Variable	Zeitraum				
	1970 bis 2002	1980 bis 2002	1990 bis 2002	1995 bis 2002	1999 bis 2002
	alle EWU-Länder				
Output-Lücke	-0,07 (-1,53)	-0,03 (-0,53)	-0,14 * (-2,20)	0,03 (0,41)	0,01 (0,06)
	Deutschland, Frankreich, Italien und Portugal				
Output-Lücke	-0,21 ** (-2,71)	-0,41 ** (-4,77)	-0,30 ** (-2,98)	-0,33 * (-2,58)	-0,05 (-0,27)
	EWU ohne Deutschland, Frankreich, Italien und Portugal				
Output-Lücke	0,01 (0,19)	0,20 ** (2,74)	-0,05 (-0,64)	0,09 (1,05)	0,06 (0,68)

1) Erklärte Variable: Bereinigte Primärsaldenquote. Regressor: Output-Lücke. Instrumente: Verzögerte Output-Lücke, Output-Lücke der Vereinigten Staaten. Weitere Einzelheiten zum Schätzverfahren siehe Ziffer 797.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: *t*-Statistik.

finanzpolitischen Impuls als einen einmaligen exogenen Schock modellieren, der sich in den Folgeperioden über die endogenen Beziehungen zwischen den betrachteten Variablen fortpflanzt. Mit anderen Worten: Im Gegensatz zu den Simulationen makroökonomischer Modelle ist in VAR-Analysen keine Analyse eines permanenten finanzpolitischen Effekts intendiert. Das wesentliche Problem der VAR-Studien besteht in der Ermittlung dieser rein exogenen fiskalischen Schocks. Werden diese nicht korrekt bestimmt, läuft man Gefahr, die Auswirkungen diskretionärer Politiken falsch zu erfassen. Perotti (2002), der die Effekte von Finanzpolitik für OECD-Länder schätzt, nutzt institutionelle Informationen über das Steuer- und Transfersystem sowie den Zeitpunkt der Steuererhebung. Ein Steuerschock ist als exogene Veränderung der Nettoabgabenquote, das heißt der Steuern und Sozialabgaben abzüglich der Transfers in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt, um einen Prozentpunkt spezifiziert. Bezogen auf Deutschland erhöht eine Steuersenkung in diesem Ausmaß das Bruttoinlandsprodukt im Folgequartal signifikant um 0,2 vH. Dieser Effekt steigt nach zwölf Quartalen bis auf 0,8 vH und ist weiterhin signifikant. Langfristig – nach 20 Quartalen – ist allerdings kein signifikanter Effekt mehr feststellbar. Langfristig signifikante Ergebnisse auf das Niveau des privaten Konsums und des verfügbaren Einkommens beziehungsweise auf das der gesamtwirtschaftlichen Produktion für Deutschland erhalten dagegen Höppner (2001) und Scheremet (2001). Eine unerwartete Steuersenkung um 1 vH des realen Steuervolumens (auf Basis des Verbraucherpreisindex) erhöht die Privaten Konsumausgaben kurzfristig um 0,12 vH, langfristig steigen sie um 0,35 vH, während das verfügbare Einkommen um 0,45 vH zunimmt (Höppner, 2001). Im VAR-Ansatz von Scheremet (2001) sind Steuerschocks als exogene Senkung der nominalen Nettoabgaben um 1 vH spezifiziert; während kurzfristig keine signifikanten Effekte auftreten, erhöht sich das Bruttoinlandsprodukt langfristig signifikant um 0,5 vH. Mount-

ford und Uhlig (2002) stützen sich auf Vorzeichenrestriktionen der Impulsantwortfunktionen und spezifizieren einen Steuerschock als eine exogene Veränderung der Staatseinnahmen. In ihrem Modell für die Vereinigten Staaten erhöht eine defizitfinanzierte Steuersenkung, die einer Senkung der Staatseinnahmen um 1 US-Dollar entspricht, das Bruttoinlandsprodukt kontemporär um 0,18 US-Dollar. Der maximale Effekt auf das Bruttoinlandsprodukt wird mit 1,95 US-Dollar nach neun Quartalen erreicht. Die Größenordnung dieses mittelfristigen Multiplikators fällt aus dem Rahmen sämtlicher vergleichbarer Studien. Fatás und Mihov (2001), die einen Steuerschock über die Cholesky-Anordnung identifizieren und die Effekte ebenfalls für die Vereinigten Staaten schätzen, nehmen an, dass die öffentlichen Ausgaben nicht innerhalb eines Vierteljahres auf Veränderungen der ökonomischen Bedingungen reagieren. Steuerschocks sind spezifiziert als exogene Veränderung der realen Steuern. Auch hier hat eine Steuersenkung expansive Effekte, die den Ergebnissen Perottis ähneln: Eine Senkung der Steuern um 1 vH erhöht das Bruttoinlandsprodukt nach einem Jahr signifikant um rund 0,2 vH. Erst nach mehr als 20 Quartalen wird der Effekt insignifikant.

Finanzpolitische Maßnahmen in allgemeinen Gleichgewichtsmodellen sind bisher im Wesentlichen für die Vereinigten Staaten untersucht worden (beispielsweise Baxter und King, 1993; Ramey und Shapiro, 1997), während für die Mitgliedstaaten der Europäischen Union nur wenige solcher Untersuchungen existieren (beispielsweise Ardagna, 2001; Gasche, 2003). Hierbei hat eine Erhöhung der öffentlichen Ausgaben in der Regel einen positiven Outputeffekt, wobei sich die Wirkungen in der kurzen und der langen Frist über die Modelle unterscheiden. Die Wirkungen permanenter Ausgabenerhöhungen sind höher als jene nur vorübergehender Erhöhungen, da sie einen stärkeren negativen Vermögenseffekt induzieren, der den Arbeitseinsatz erhöht.

In einem Real Business Cycle-Modell für Deutschland hat eine kreditfinanzierte Senkung der Einkommensteuer einen positiven Effekt auf die Nettofaktorpreise. Da sich Arbeit und Investitionen mehr lohnen, werden diese erhöht, und auch die gesamtwirtschaftliche Produktion steigt. Die Outputeffekte variieren mit der Annahme über die Persistenz der Steuersenkung und die Elastizität des Arbeitsangebots. Unter der Annahme einer plausiblen Arbeitsangebotselastizität hat eine transitorische defizitfinanzierte Einkommensteuersenkung allerdings nur einen geringen Effekt auf die gesamtwirtschaftlichen Rahmendaten. Mit der Zeit machen sich die durch das (dauerhaft) höhere Defizit angewachsenen Schuldzinsen auf die akkumulierte Staatsschuld bemerkbar, was mittel- und langfristig eine Anhebung des Einkommensteuersatzes erfordert und negative Wirkungen für die wirtschaftliche Entwicklung induziert. Die Produktion sinkt dann unter das Niveau vor Beginn der Steuersenkung.

Die Ergebnisse der Schätzungen in verschiedenen makro-ökonomischen Modellen zeigen generell geringere kurzfristige Multiplikatoreffekte für Steuersenkungen als für Ausgabenerhöhungen an. Kürzungen der indirekten Steuern und Ausgabenerhöhungen haben zwar positive Effekte auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität, können jedoch langfristig zu relativ hohen Outputkosten führen. Im Gegensatz dazu haben transitorische Einkommensteuersenkungen kurzfristig geringere Wirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt. Langfristige Effekte temporärer Änderungen sind in der Regel noch geringer als kurzfristige und werden teilweise negativ (Hemming, Kell und Mahfouz, 2002). Bei permanenten Steuersenkungen sind aber langfristig höhere Produktionsgewinne aufgrund einer zunehmenden Beschäftigung und eines verstärkten Kapitaleinsatzes erreichbar.

Im QUEST-Modell der Europäischen Kommission wird eine Senkung der Einkommensteuer um 1 vH des Bruttoinlandsprodukts, die im Jahr danach wieder zurückgenommen wird, modelliert. Infolgedessen erhöht sich das Bruttoinlandsprodukt im Vergleich zum Basisszenario im Jahr der Steuersenkung um 0,2 vH durch einen Anstieg der Privaten Konsumausgaben kreditbeschränkter Verbraucher. Eine temporäre Senkung der Umsatzsteuer im gleichen Ausmaß führt demgegenüber zu einer um 0,5 vH höheren gesamtwirtschaftlichen Aktivität. Allerdings wirkt der Erhöhung des privaten Konsums hier ein Rückgang der privaten Investitionen aufgrund eines Crowding-Out-Effekts durch höhere Zinsen entgegen (Europäische Kommission, 2002).

Im Interlink-Modell der OECD erhöht eine – im Gegensatz zu den Simulationen im QUEST-Modell – dauerhafte Einkommensteuersenkung um 1 vH des Bruttoinlandsprodukts des Euro-Raums die gesamtwirtschaftliche Aktivität in Deutschland um 0,9 vH im Jahr nach der Steuersenkung. Der expansive Effekt schwächt sich danach ab und beträgt im vierten Jahr noch 0,2 vH (OECD, 2001).

801. Die aktuellen empirischen Studien zu den Auswirkungen diskretionärer Finanzpolitik kommen im Regelfall zu den vor dem Hintergrund einer keynesianischen Modellwelt zu erwartenden Ergebnissen. Für die Wirkungslosigkeit der Finanzpolitik im Sinne des Ricar-

dianischen Äquivalenztheorems finden sich im Allgemeinen wenig Indizien.

Die Hypothese der Ricardianischen Äquivalenz besagt, dass für einen gegebenen Zeitpfad der Staatsausgaben die Frage der Finanzierung eben dieses Ausgabenstroms irrelevant ist, es also unbedeutend ist, ob die Staatsausgaben über Kredite oder Steuern finanziert werden. Dieses Äquivalenzpostulat der Finanzpolitik gilt nur unter sehr rigiden Voraussetzungen und bezieht sich nur auf die Frage der Finanzierung eines gegebenen Ausgabenpfads. Ricardianische Äquivalenz gilt dann, wenn keine verzerrenden Steuern erhoben werden und die privaten Haushalte einen unendlichen Zeithorizont in ihre Entscheidungen einbeziehen, perfekte Voraussicht haben, altruistisch sind und keinen Liquiditätsbeschränkungen unterliegen.

Die ermittelten Multiplikatoren sind jedoch eher gering und die Wirkungsverzögerungen der Impulse unterscheiden sich insbesondere in VAR-Analysen nicht unerheblich. Zudem ist es in diesen Studien kaum möglich, unterschiedliche wirtschaftliche Rahmenbedingungen für den Einsatz des finanzpolitischen Instrumentariums zu berücksichtigen; dies ist aber für die Frage der Höhe der Multiplikatoreffekte von großer Bedeutung.

Voraussetzungen für keynesianische Effekte

802. Ob diskretionäre Finanzpolitik als zusätzliches Stabilisierungsinstrument über die automatischen Stabilisatoren hinaus die erwünschten Ergebnisse hat, also einen gesicherten signifikant positiven Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Aktivität in der kurzen Frist, hängt in entscheidender Weise aber von der jeweiligen Situation und den in dem betrachteten Land gegebenen Strukturen ab. So ist selbst in einem traditionellen keynesianischen IS-LM-Modellrahmen die Wirksamkeit der Finanzpolitik von einer Reihe binnenwirtschaftlicher und außenwirtschaftlicher Einflussfaktoren abhängig.

Zunächst erscheint der Einsatz diskretionärer finanzpolitischer Maßnahmen dann erwägenswert, wenn die automatischen Stabilisatoren nicht ausreichend oder nicht optimal wirken. Die Effekte automatischer Stabilisatoren sind generell umso geringer, je niedriger die Staatsquote, je weniger progressiv das Steuersystem und je geringer die Leistungen der Systeme der Sozialen Sicherung ausgestaltet sind. Diskretionäre Stabilisierungspolitik sollte aber nur dann überhaupt in Betracht gezogen werden, wenn das betreffende Land sich in einer konjunkturell bedingten wirtschaftlichen Schwächephase befindet. Die nationale Finanzpolitik in der Währungsunion ist vor diesem Hintergrund insbesondere dann gefordert, wenn es sich um länderspezifische Schocks auf die Binnennachfrage handelt. Im Falle symmetrischer Nachfrageschocks ist die Stabilisierungsrolle besser bei der Geldpolitik aufgehoben. Denn diese kann ihre Instrumente zeitlich und im Umfang besser abgestimmt einsetzen als die Finanzpolitik, wenngleich der kürzeren Dauer zwischen Erkennen eines Handlungsbedarfes und Umsetzung der entsprechenden Maßnahme eine längere Wirkungsverzögerung im Vergleich zur Finanzpolitik entgegensteht. Bei schwerwiegenden

und andauernden negativen Angebotsschocks ist von einer expansiven Stimulierung abzuraten; hier ist nicht einmal das freie Wirken der automatischen Stabilisatoren optimal, denn diese sind noch auf das „alte“ Outputniveau konditioniert: Permanente Angebotsschocks werden aber das langfristig gleichgewichtige Outputniveau verringern, so dass automatische Stabilisatoren in diesem Fall den notwendigen Anpassungsprozess verlängern.

Zudem spielt die Größe und die Offenheit der Volkswirtschaft eine Rolle: je kleiner und je offener sie ist, um so mehr des finanzpolitischen Stimulus wird an das Ausland abgegeben und um so schwächer ausgeprägt sind die im Inland verbleibenden Wirkungen.

803. Eine expansive diskretionäre Stabilisierungspolitik sollte lediglich temporäre Maßnahmen einsetzen, um die vorhandene zyklische Schwächeposition zu korrigieren. Tendenziell sind hierbei die Multiplikatoren einer temporären Ausgabenhöhung größer als die einer transitorischen Steuersenkung (Europäische Kommission, 2002). Ausgabenanpassungen sind zudem weniger dem Problem der Prozyklizität ausgesetzt als Steueränderungen, bei denen regelmäßig ein längerer legislativer Vorlauf notwendig ist. Eine relativ schnelle finanzpolitische Handlungsmöglichkeit liegt lediglich im Fall der Störung eines gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts vor, in dem die Bundesregierung mit Zustimmung des Bundesrates gemäß dem Stabilitäts- und Wachstumsgesetz die Einkommensteuer für längstens ein Jahr um maximal 10 vH erhöhen oder senken kann. Die Problematik der zeitlichen Wirkungsverzögerungen ist an sich aber ein grundsätzliches Problem einer diskretionären Politik. Sie ist zum einen auf die Zeit zurückzuführen, die vergeht, bis eine diskretionäre finanzpolitische Maßnahme als notwendig erkannt, angemessen ausgestaltet und schließlich durchgesetzt wird. Zum anderen kommen die Wirkungen der dann eingesetzten Maßnahmen nicht sofort, sondern erst mit einer weiteren Verzögerung zur Geltung. Diese Verzögerungswirkungen treten bei automatischen Stabilisatoren nur in sehr viel geringerem Ausmaß als bei diskretionärer Finanzpolitik auf. Letztere kann allerdings gegenüber automatischen Stabilisatoren dann vorteilhaft sein, wenn die Ursache der konjunkturellen Unterauslastung genau identifiziert werden kann. In diesem Fall kann diskretionäre Finanzpolitik gezielter als Stimulierungsmaßnahme ausgestaltet werden. Häufiger kommt es jedoch zu weniger zielgerichteten Ausgestaltungen, die ein Grund für die vielfach vorgefundene geringe Effektivität von Finanzpolitik sein mögen. Die empirisch festgestellte prozyklische Reaktion der konjunkturbereinigten Primärsalden auf konjunkturelle Schwankungen insbesondere in den großen Ländern der Europäischen Währungsunion in den zurückliegenden Jahrzehnten unterstreicht diese Problematik. Wirken diskretionäre Maßnahmen aufgrund eines falsch eingeschätzten zeitlichen Wirkungszusammenhangs prozyklisch, dann verkehrt sich die intendierte Stabilisierungswirkung in ihr Gegenteil, und die Volatilität des Outputs steigt. Diese höhere Volatilität hat nach einigen empirischen Studien langfristig negative Folgen für das Wirtschaftswachstum (Fatás und Mihov, 2002).

804. Zusammengefasst stützen die erwähnten empirischen Studien im Wesentlichen die keynesianische Sicht der Wirkungen finanzpolitischer Maßnahmen, auch wenn die ermittelten Multiplikatoren in der Regel quantitativ eher gering ausfallen und der erfolgreiche Einsatz einer diskretionären Politik von schwierig zu beurteilenden Rahmenbedingungen abhängt, insbesondere der Identifikation des der gesamtwirtschaftlichen Schwäche zugrunde liegenden Schocks. Dies spricht im Grundsatz dafür, die finanzpolitische Stabilisierungsrolle den automatischen Stabilisatoren zu überlassen.⁴⁾

Theorie und Empirie nicht-keynesianischer Effekte der Finanzpolitik

805. Die Frage der konjunkturellen Auswirkungen finanzpolitischer Maßnahmen ist über die üblichen empirischen Ansätze hinaus vor dem Hintergrund der in einer Reihe europäischer Länder beobachtbaren gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen von Konsolidierungsphasen in einer Vielzahl von Studien aus einem ergänzenden Blickwinkel untersucht worden. Motivation für diese Studien war die Tatsache, dass in einigen Ländern beachtliche Konsolidierungserfolge über eine Verringerung der konjunkturbereinigten Primärdefizite durchaus nicht zwangsläufig durch negative konjunkturelle Auswirkungen dieser Maßnahmen konterkariert wurden. Zum Teil gingen die Konsolidierungen, wie beispielsweise in Finnland, Hand in Hand mit einer positiven konjunkturellen Entwicklung. Dies ist vor dem Hintergrund einer eher keynesianischen Sicht ein zumindest erstaunlicher Befund. Bereits in den achtziger Jahren ließen sich jedoch in Ländern wie Dänemark und Irland Konsolidierungsperioden identifizieren, deren Auswirkungen nicht dem üblichen keynesianischen Muster entsprachen (Giavazzi und Pagano, 1990).

Die theoretischen Begründungen für eine Abweichung von den üblichen keynesianischen Effekten finanzpolitischer Maßnahmen folgen bei allen Unterschieden in einzelnen Erklärungsansätzen einem gemeinsamen Muster: Nicht-keynesianische Effekte treten dann auf, wenn aufgrund finanzpolitischer Rahmenbedingungen die Konsumenten und Unternehmen in ihrer Erwartungsbildung hieraus zukünftige finanzpolitische Entwicklungen antizipieren, die den aktuellen Stimulus überkompensieren.

Nicht-keynesianische Effekte sind den ricardianischen Effekten ähnlich, gehen aber noch einen Schritt weiter. Sie implizieren im Gegensatz zur Hypothese der Ricardianischen Äquivalenz keine Wirkungslosigkeit der Eingriffe, sondern sogar einen Vorzeichenwechsel gegenüber der keynesianischen Wirkungsrichtung. Eine kreditfinanzierte Steuersenkung würde in einer keynesianischen Modellwelt einen positiven Konjunkturreffekt haben, in ricardianischen Modellen wirkungslos bleiben, während die

⁴⁾ Die Bedeutung der automatischen Stabilisatoren in Deutschland ist nicht zu vernachlässigen. Sie unterscheidet sich allerdings zwischen der Einnahme- und Ausgabenseite, wobei sich das Verhältnis im Zeitverlauf umgekehrt hat: während der Effekt auf der Steuerseite abgenommen hat, ist er auf der Ausgabenseite angestiegen (Schere-met, 2001).

gesamtwirtschaftliche Entwicklung in einer nicht-keynesianischen Welt negativ beeinflusst würde. Im Falle einer Steuererhöhung bei gleichzeitiger Rückführung der Nettokreditaufnahme kommt es zu entgegengesetzten Wirkungen.

Ein möglicher Grund für negative finanzpolitische Multiplikatoren liegt in der Existenz verzerrender Steuern. Eine Steuererhöhung in der Gegenwart reduziert im Normalfall das verfügbare Einkommen und damit den privaten Konsum. Sollte aber eine Konsolidierung über Steuererhöhungen in den Erwartungen der Verbraucher eine noch drastischere Anpassung in der Zukunft weniger wahrscheinlich machen, dann kann die steuerliche Mehrbelastung in der Gegenwart einen positiven Effekt auf das permanente Einkommen haben. Denn die verzerrenden Wirkungen von Steuern nehmen mit dem Ausmaß der Steuererhöhung zu. Nicht-keynesianische Effekte sind auch dann wahrscheinlich, wenn vor der Konsolidierung aufgrund eines hohen Verschuldungsgrads Glaubwürdigkeitsprobleme, die zu höheren Zinssätzen führen, sowie eine größere Unsicherheit bei den privaten Wirtschaftssubjekten vorlagen (Blanchard, 1990). Eine solche Unsicherheit führt üblicherweise zu negativen Konsumeffekten, die durch die Konsolidierung beseitigt werden. Mit einer ähnlichen Begründungskette lässt sich die Abhängigkeit des Vorzeichens finanzpolitischer Multiplikatoren vom Niveau der Staatsausgaben begründen (Bertola und Drazen, 1993). Liegt die Staatsausgabenquote im Ausgangszeitpunkt niedrig, dann ist ein positiver Ausgabenmultiplikator zu erwarten; erfolgt eine Ausgabenerhöhung allerdings bereits von einem Ausgabenplateau, das als nicht tragfähig angesehen wird, dann reagieren die Konsumenten angesichts der in der Folge erwarteten Steuererhöhungen mit einer Einschränkung ihrer Konsumausgaben.

Konsolidierungsanstrengungen in den Ländern des Euro-Raums

806. Über die Frage der theoretischen Relevanz nicht-keynesianischer Effekte hinaus ist von Interesse, ob es für die Länder der Europäischen Währungsunion Hinweise darauf gibt, in welcher Weise eine Konsolidierungsstrategie zu gestalten ist, deren Erfolg von einer gewissen Dauer ist. Eine Antwort auf diese Frage setzt eine Operationalisierung des Konsolidierungskriteriums voraus. Die Mehrzahl der empirischen Studien verwendet hierzu die Veränderung der konjunkturbereinigten Primärsaldenquote (Alesina und Perotti, 1995, 1997; Europäische Kommission, 2003). Diesem Ansatz wird hier gefolgt. Eine signifikante Konsolidierung ist im Folgenden als die Erhöhung der bereinigten Primärsaldenquote innerhalb eines Jahres um mehr als zwei Prozentpunkte oder innerhalb zweier aufeinanderfolgender Jahre um jeweils mehr als 1,5 Prozentpunkte definiert. Dies stellt sicher, dass man aufgrund der bekannten Probleme bei der Konjunkturbereinigung und der Potentialberechnung tatsächlich Zeiträume einer diskretionären Anpassung erfasst. Mit beiden Kriterien werden im Zeitraum der Jahre 1970 bis 2002 insgesamt 26 zusammenhängende Konsolidierungsperioden mit im Ganzen 35 Konsolidierungsjahren identifiziert. Ob eine Konsolidierung erfolgreich ist, wird ebenso wie die Frage, wann eine Konsoli-

dierung vorliegt, nach einem exogen vorgegebenen Maßstab beurteilt. Als Erfolgskriterium gilt, dass eine Konsolidierung dann erfolgreich war, wenn im Durchschnitt in den drei Jahren nach Abschluss der Konsolidierung die bereinigte Primärsaldenquote nicht niedriger war als im letzten Jahr der Konsolidierung.

Auch gemäß diesem Kriterium als erfolglos eingestufte Konsolidierungen zeichnen sich durch eine durchaus ehrgeizige Erhöhung der Primärsalden in der Konsolidierungsperiode selbst aus, allein ihre Dauerhaftigkeit im Anschluss an die Konsolidierungsperiode ist nicht im gleichen Ausmaß gegeben. Nicht erfasst werden damit Perioden, in denen eine Verringerung der Primärdefizite beziehungsweise einer Erhöhung der Primärüberschüsse im entsprechenden Ausmaß nicht gelang, obwohl dies ein ursprüngliches Ziel der Politik gewesen sein mag. Insoweit unterliegt die deskriptive Analyse derart definierter Perioden dem Problem einer verzerrten Stichprobenselektion, da ein Teil der in einem allgemeineren Verständnis als erfolgreich zu bezeichnenden Perioden qua Annahme nicht erfasst wird. Die Vorgabe exogener Werte zur Identifikation bedeutender Konsolidierungsbemühungen sowie zur Unterscheidung zwischen erfolgreichen und erfolglosen Konsolidierungsperioden ist ein der gewählten Methode inhärentes Problem. Sensitivitätstests mit anderen Schwellenwerten sprechen aber dafür, dass die Resultate robust gegenüber plausiblen Parametervariationen sind.

Mit dieser Definition werden aus den 26 Konsolidierungsphasen 12 erfolgreiche und 14 nicht erfolgreiche ermittelt (Tabelle 80, Seite 448). Aufgrund des dreijährigen Erfolgskriteriums lassen sich Konsolidierungen, die seit dem Jahr 1999 vollzogen wurden, nicht mehr beurteilen. Hiervon betroffen sind drei einjährige Anpassungen: Finnland im Jahr 2000, Österreich im Jahr 2001 und Portugal im Jahr 2002.

Konsolidierung auf der Einnahme- oder auf der Ausgabenseite?

807. Hinsichtlich der Dauerhaftigkeit unterscheiden sich erfolgreiche und erfolglose fiskalische Anpassungen nicht signifikant darin, in welchem Ausmaß die Primärsaldenquote erhöht wurde. Während in den Jahren einer als erfolgreich identifizierten Konsolidierung die bereinigte Primärsaldenquote in den Ländern des Euro-Raums im Mittel um 2,8 Prozentpunkte zunahm, betrug die Veränderung bei erfolglosen Konsolidierungen 2,9 Prozentpunkte (Tabelle 81, Seite 449). Bedeutsame Unterschiede ergeben sich aber mit Blick auf die Struktur der Anpassung. Erfolgreiche Phasen zeichnen sich dadurch aus, dass die Einnahmeseite weniger zum Konsolidierungserfolg beiträgt als in erfolglosen Konsolidierungsperioden. Die Unterschiede sind zwar nicht sonderlich ausgeprägt bei den direkten Steuern; ein bedeutendes Trennkriterium bilden jedoch die indirekten Steuern: Während in Phasen erfolgreicher Konsolidierung das konjunkturbereinigte Verhältnis der indirekten Steuern zum nominalen Bruttoinlandsprodukt lediglich um knapp 0,3 Prozentpunkte zunahm, betrug der Anstieg in Phasen erfolgloser Anpassungen 0,9 Prozentpunkte. Auch hinsichtlich der

Tabelle 80

Jahre erfolgreicher und nicht erfolgreicher Konsolidierung¹⁾ in den Ländern des Euro-Raums²⁾

■ Erfolgreiche Konsolidierung ■ Erfolgreiche Konsolidierung

Jahr	Belgien	Deutschland	Finnland	Frankreich	Griechenland	Irland	Italien	Niederlande	Österreich	Portugal	Spanien
1970											
1971											
1972											
1973											
1974					■						
1975											
1976			■			■					
1977	■							■			
1978											
1979											
1980											
1981											
1982	■	■			■		■			■	
1983						■	■			■	
1984	■					■			■	■	
1985	■										
1986					■					■	■
1987					■	■					
1988						■					
1989											
1990											
1991					■		■	■			
1992							■			■	
1993	■						■	■			
1994					■						
1995											
1996					■						
1997							■				
1998											
1999											

1) Konsolidierung: Erhöhung der konjunkturbereinigten Primärsaldenquote innerhalb eines Jahres um mehr als 2 Prozentpunkte oder innerhalb von zwei aufeinanderfolgenden Jahren um jeweils mehr als 1,5 Prozentpunkte. Eine Konsolidierung war erfolgreich, wenn im Durchschnitt in den drei Jahren nach Abschluss der Konsolidierung die bereinigte Primärsaldenquote nicht niedriger war als im letzten Jahr der Konsolidierung. -
2) Ohne Luxemburg.

Quelle für Grundzahlen: EU

Veränderung der konjunkturbereinigten Sozialabgabenquote lassen sich deutliche Unterschiede feststellen: Bei erfolgreicher Konsolidierung stieg die Quote lediglich um 0,3 Prozentpunkte, bei nicht erfolgreicher Konsolidierung jedoch um doppelt so viel.

Mit Blick auf die neben dem Primärdefizit betrachteten Teilpositionen des Budgets gehen auch die Budgetkomponenten der Einnahmeseite und die Quote der gesamten Ausgaben als konjunkturbereinigte Größen ein. Nur für die einzelnen Ausgabenkomponenten sind keine Elastizitäten veröffentlicht, mit denen eine entsprechende Konjunkturbereinigung möglich wäre.

Angesichts der Tatsache, dass keine universell überlegene Methode der Konjunkturbereinigung existiert,

wurde als Test auf die Robustheit der Ergebnisse die Analyse zusätzlich mit konjunkturbereinigten Daten der OECD durchgeführt. Die Identifikation der jeweiligen Konsolidierungsperioden unterscheidet sich kaum zwischen beiden Methoden, und auch die grundsätzlichen Aussagen über die Unterschiede in der Struktur zwischen erfolgreichen und erfolglosen Konsolidierungen bleiben hiervon unberührt.

Die Tatsache, dass einnahmeseitige Konsolidierungen weniger von dauerhaftem Erfolg gekrönt sind, bedarf einiger qualifizierender Anmerkungen: Konsolidierungen durch höhere Steuereinnahmen werden hier über einen Anstieg der Steuerquoten erfasst. Diese sind jedoch für die Effizienzwirkungen des Steuersystems nicht unbedingt aussagekräftig (Ziffer 520). So ist es prinzipiell

**Veränderung einnahmeseitiger und ausgabenseitiger Größen
in Konsolidierungsphasen¹⁾ im Euro-Raum²⁾ im Zeitraum 1970 bis 2002**

Veränderung	Konsolidierung	Mittelwert	Median	Standard- abweichung	Beobach- tungen (Anzahl)
		Prozentpunkte			
Konjunkturbereinigte Primärsaldenquote	erfolgreich	2,79	2,55	1,04	17
	nicht erfolgreich	2,92	2,53	1,11	18
Konjunkturbereinigte Einnahmequote	erfolgreich	1,49	1,55	1,22	17
	nicht erfolgreich	3,02	2,66	1,85	18
Quote der konjunkturbereinigten direkten Steuern	erfolgreich	0,68	0,74	0,63	17
	nicht erfolgreich	0,84	0,68	1,13	18
Quote der konjunkturbereinigten indirekten Steuern	erfolgreich	0,26	0,16	0,45	17
	nicht erfolgreich	0,89	0,90	0,43	18
Quote der konjunkturbereinigten Sozialabgaben	erfolgreich	0,31	0,38	0,41	17
	nicht erfolgreich	0,61	0,62	0,64	18
Konjunkturbereinigte Ausgabenquote	erfolgreich	-1,03	-0,89	1,55	17
	nicht erfolgreich	0,42	0,33	1,41	18
Quote der öffentlichen Investitionen	erfolgreich	-0,30	-0,22	0,34	17
	nicht erfolgreich	-0,30	-0,23	0,35	18
Quote der monetären Sozialleistungen	erfolgreich	0,09	0,17	0,43	17
	nicht erfolgreich	0,42	0,32	0,50	18
Quote der Arbeitnehmerentgelte des Staates	erfolgreich	-0,24	-0,18	0,34	17
	nicht erfolgreich	0,18	0,13	0,51	18
Quote des staatlichen Konsums, ohne Arbeitnehmerentgelte	erfolgreich	-0,38	-0,35	0,51	17
	nicht erfolgreich	0,12	0,01	0,77	18
Quote der öffentlichen Subventionen	erfolgreich	-0,05	-0,02	0,17	17
	nicht erfolgreich	-0,03	-0,05	0,31	18

1) Zur Definition erfolgreicher/nicht erfolgreicher Konsolidierung siehe Tabelle 80, Fußnote 1. Da für die einzelnen Ausgabenkomponenten (mit Ausnahme der Gesamtausgaben) keine konjunkturbereinigten Werte existieren, werden die nicht konjunkturbereinigten Quoten verwendet. - 2) Ohne Luxemburg.

Quelle für Grundzahlen: EU

nicht möglich, die Erhöhung der Steuerquote im Konsolidierungsprozess in diejenigen Einnahmezunächste zu zerlegen, die sich aufgrund einer Verbreiterung der Bemessungsgrundlage bei unveränderten Steuersätzen ergeben, und denjenigen, die auf originäre Steuersatzerhöhungen zurückgehen. Eine Einnahmeerhöhung durch Verbreiterung der Bemessungsgrundlage ist aber unter Wachstumsgesichtspunkten vorteilhafter als eine Steuersatzerhöhung. Die Tatsache, dass die bedeutendsten Unterschiede zwischen erfolglosen und erfolgreichen Konsolidierungen bei den Veränderungen der Einnahmen aus indirekten Steuern zu beobachten sind, spricht zudem dafür, dass der negative Effekt der Einnahmeseite primär durch Steuersatzerhöhungen erklärbar ist. Denn der Anteil der gestiegenen Einnahmen aus indirekten Steuern, der auf Erhöhungen des Steuersatzes beruht, dürfte in der Regel höher sein als derjenige einer Einnahmezunahme der direkten Steuern.

808. Erfolgreiche Anpassungen zeichnen sich zudem dadurch aus, dass die öffentlichen Ausgaben in Relation zum nominalen Produktionspotential gesenkt werden – im Mittel um 1 Prozentpunkt –, während sie bei nicht erfolgreichen Konsolidierungen sogar um durchschnittlich 0,4 Prozentpunkte ansteigen. Innerhalb der einzelnen Komponenten zeigen sich insbesondere beim Staatskonsum und den monetären Sozialleistungen deutliche Unterschiede hinsichtlich der Konsolidierungsbemühungen. Da diese Ausgabenkomponenten ein hohes Gewicht haben, sind sie für eine erfolgreiche Konsolidierung auf der Ausgabenseite von großer Bedeutung. Die Quote der Gehaltsbestandteile nimmt bei erfolgreichen Konsolidierungen im Schnitt um 0,2 Prozentpunkte, die des Staatskonsums ohne Arbeitnehmerentgelte um 0,4 Prozentpunkte ab, während es bei erfolglosen Konsolidierungen zu Anstiegen um 0,2 Prozentpunkte beziehungsweise 0,1 Prozentpunkte kommt. Zwar wird die Quote der monetären

Sozialleistungen bei Konsolidierungen im Durchschnitt nicht gesenkt, jedoch ist der Anstieg bei erfolgreichen Konsolidierungen mit 0,1 Prozentpunkten geringer als bei nicht erfolgreichen Anpassungen mit 0,4 Prozentpunkten. Demgegenüber liegt der Rückgang der Quote der öffentlichen Investitionen während Konsolidierungen bei 0,3 Prozentpunkten, unabhängig davon, ob diese Phasen als erfolgreich oder erfolglos eingestuft werden. Keine Unterschiede zeigen sich auch bei den Subventionen, deren Quote in Konsolidierungsphasen nahezu konstant bleibt.

Die Ergebnisse zeigen zudem, dass in den identifizierten Konsolidierungsphasen die öffentlichen Subventionen nur zu einem sehr geringen Teil zum Konsolidierungserfolg beigetragen haben. Hierbei gilt es allerdings zu beachten, dass in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Subventionsbegriff erheblich enger definiert ist als in der aktuellen Diskussion um den Subventionsabbau. Die öffentlichen Subventionen gemäß den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (ESVG 1995) umfassen lediglich laufende staatliche Zahlungen an gebietsansässige Produzenten, die den Umfang der Produktion dieser Einheiten, ihre Verkaufspreise oder die Entlohnung der Produktionsfaktoren beeinflussen. Sie machten im Jahr 2002 in Deutschland rund 30 Mrd Euro aus, ein Betrag, der deutlich unter dem liegt, der im Subventionsbericht der Bundesregierung ausgewiesen ist.

809. Im Kern lautet die Botschaft dieser deskriptiven Analyse: Über den Erfolg oder Misserfolg einer Konsolidierungsstrategie entscheidet nicht das Ausmaß der Anpassung, sondern vielmehr die Struktur des Konsolidierungsprozesses. Einnahmeseitige Strategien versprechen weniger Erfolg als ein Vorgehen, das zugleich entschieden die wesentlichen Ausgabenkategorien einbezieht. Auf der Ausgabenseite sind es insbesondere die Kategorien Staatsverbrauch und monetäre Sozialleistungen, die erfolgreiche von erfolglosen Konsolidierungen unterscheiden.

Konsolidierung und nicht-keynesianische Effekte

810. Neben der Frage, welche Merkmale in der Zusammensetzung des Konsolidierungsmixes eine erfolgreiche von einer erfolglosen Anpassung unterscheiden, ist auch von Interesse, welche Rolle die makroökonomischen Rahmenbedingungen spielen. Sollten ambitionierte Konsolidierungen mehrheitlich in einem expansiven Umfeld begonnen werden beziehungsweise gemäß dem Dauerhaftigkeitskriterium erfolgreiche Konsolidierungen sich von den weniger nachhaltigen Konsolidierungen durch deutlich günstigere konjunkturelle Ausgangsbedingungen unterscheiden, spräche dies dafür, dass nicht so sehr die Frage, ob über die Einnahme- oder die Ausgabenseite konsolidiert wird, relevant ist, sondern vielmehr, wann eine ehrgeizige Konsolidierung eingeleitet wird. In diesem Zusammenhang ist ebenfalls bedeutsam, welche gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen eine ehrgeizige Rückführung des Defizits hat. Denn als ein Standardargument gegen eine kontraktive Finanzpolitik werden deren vermeintlich negative kurzfristige Folgen angeführt; eine Konsolidierung sollte danach, wenn überhaupt, nur

in einem unproblematischen gesamtwirtschaftlichen Umfeld durchgeführt werden.

811. Mit Blick auf die gesamtwirtschaftlichen Bedingungen zu Beginn einer ambitionierten Konsolidierungsphase kann die Hypothese der erfolgreichen „Schönwetterkonsolidierung“ abgelehnt werden. Das konjunkturelle Umfeld vor und während erfolgreichen Anpassungen war regelmäßig schlechter als im Durchschnitt der gesamten Stichprobe. Gleiches gilt für die Privaten Konsumausgaben und die Ausrüstungsinvestitionen (Tabelle 82). Dies deutet darauf hin, dass insbesondere dann eine erfolgreiche Konsolidierung in Angriff genommen wurde, wenn sich die öffentlichen Haushalte in einer kritischen Situation befanden. Die kurz- bis mittelfristige Entwicklung nach Abschluss der Konsolidierungsphase zeigt, dass eine dauerhafte Erhöhung der Primärsaldenquote keine Verschlechterung des Bruttoinlandsprodukts und seiner wesentlichen Verwendungsaggregate zur Folge hat. Im Gegenteil: Die Zunahme der Produktion, des Konsums und der Investitionen beschleunigt sich, verglichen mit der Entwicklung zu Beginn der Konsolidierung. Ähnliches gilt auch für eine nicht nachhaltige Konsolidierung, hierbei ist der Beschleunigungseffekt im Regelfall allerdings nicht so ausgeprägt.

Zudem kommt es bei erfolgreichen Konsolidierungen während der Anpassungsphasen nicht zu dem vielfach mit einem solch kontraktiven Impuls assoziierten Einbruch der gesamtwirtschaftlichen Aktivität. Einzig die privaten Ausrüstungsinvestitionen gehen während der Anpassungsphasen im Durchschnitt leicht zurück, können diese Kontraktion aber mit der expansiven Entwicklung in den nachfolgenden Jahren mehr als wettmachen.

Inwiefern eine Konsolidierung eine noch bessere konjunkturelle Entwicklung verhindert hat, lässt sich aus dieser deskriptiven Analyse abschließend nicht beantworten. Allerdings kann der Vergleich der gesamtwirtschaftlichen Rahmendaten vor, während und nach Konsolidierungsphasen mit denjenigen in normalen Zeiten zumindest einen Hinweis darauf geben, ob solche nicht-keynesianischen Effekte möglich sind. Die beobachtbaren Konsolidierungen wurden vornehmlich in den kleineren Ländern des Euro-Raums vorgenommen. Mit Blick auf die gegenwärtigen „Problemfälle“ in der Anwendung des Stabilitäts- und Wachstumspakts steht damit der Testfall auf die gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen einer ambitionierten Konsolidierungsstrategie noch aus.

812. Die Entwicklung der Beschäftigung und der Arbeitslosigkeit vor Beginn einer erfolgreichen Konsolidierung korrespondiert mit dem festgestellten schwachen gesamtwirtschaftlichen Umfeld. Hier kommt es allerdings erst mit einer gewissen Verzögerung zu einer Verbesserung im Beschäftigungsaufbau. Während und unmittelbar nach der Konsolidierungsphase ist die Beschäftigung leicht rückläufig beziehungsweise stagnierend. Dies ist bei nicht erfolgreichen – also, wie sich gezeigt hat, bei stärker einnahmeseitig ansetzenden – Konsolidierungen nicht der Fall, worin sich möglicher-

Veränderung von gesamtwirtschaftlichen Rahmendaten vor, während und nach Konsolidierungsphasen in den Ländern des Euro-Raums¹⁾

		Veränderung						Durchschnittlich jährliche Veränderung in den 3 Jahren nach der	Nachrichtlich: gesamte Stichprobe	
		im Jahr vor der		während der		im Jahr nach der				
		Konsolidierungsphase ²⁾								
		erfolgreich	nicht erfolgreich	erfolgreich	nicht erfolgreich	erfolgreich	nicht erfolgreich	erfolgreich		nicht erfolgreich
Bruttoinlandsprodukt ³⁾	Mittelwert	1,0	2,8	1,6	0,4	2,4	2,5	2,7	3,4	2,8
	Median	0,9	2,5	1,6	0,6	2,1	2,6	2,7	2,8	2,8
Privater Konsum ³⁾	Mittelwert	0,7	2,6	1,5	1,5	2,3	3,3	2,3	3,3	2,7
	Median	1,3	2,6	2,0	2,5	2,3	2,9	2,2	3,4	2,7
Ausrüstungsinvestitionen ³⁾	Mittelwert	1,0	1,4	-0,3	-0,1	4,3	1,7	5,3	5,7	3,3
	Median	1,5	1,3	-0,3	3,3	5,5	4,0	3,5	5,8	4,3
Zivile Beschäftigung ³⁾	Mittelwert	0,4	0,4	-0,4	0,4	0,0	0,7	1,0	1,1	0,7
	Median	0,3	-0,1	-0,1	0,2	-0,2	0,2	1,0	1,0	0,6
Arbeitslosenquote ⁴⁾	Mittelwert	0,4	0,5	0,6	0,3	0,4	0,3	0,0	-0,2	0,1
	Median	0,1	0,3	0,4	0,1	0,4	0,2	0,0	-0,2	0,1
Schuldenstandsquote ⁴⁾	Mittelwert	7,1	2,9	3,8	2,5	1,3	1,8	0,3	2,5	1,3
	Median	5,7	2,3	3,4	3,2	1,2	1,8	-0,4	2,4	1,0
Realer Kurzfristzins ⁴⁾	Mittelwert	-0,6	0,8	0,1	-0,5	-0,6	2,6	-0,2	0,5	0,0
	Median	0,0	2,4	0,0	-0,1	-0,4	2,6	-0,4	0,1	-0,2
Realer Langfristzins ⁴⁾	Mittelwert	0,1	0,5	0,0	-0,9	-0,1	3,2	-0,3	0,3	0,0
	Median	0,4	0,1	-0,7	-0,2	-0,1	3,7	-0,4	0,2	0,0
Realer effektiver Wechselkurs ³⁾	Mittelwert	1,4	1,6	-2,0	1,9	0,9	-1,7	0,6	0,5	0,1
	Median	2,2	1,9	-0,2	1,7	0,3	-0,9	0,8	1,9	0,4

1) Ohne Luxemburg. - 2) Zur Definition erfolgreicher/nicht erfolgreicher Konsolidierung siehe Tabelle 80, Fußnote 1. - 3) Veränderung in vH. - 4) Veränderung in Prozentpunkten.

Quelle für Grundzahlen: EU

weise die Unterschiede in der öffentlichen Beschäftigung spiegeln: So verringern erfolgreiche Konsolidierungen den Anteil der Arbeitnehmerentgelte im Staatskonsum, während dies einnahmeseitige Strategien nicht tun.

813. Das empirisch beobachtbare gesamtwirtschaftliche Umfeld wird neben der Finanzpolitik auch von anderen Faktoren beeinflusst. Insbesondere die Geldpolitik und die außenwirtschaftlichen Rahmenbedingungen sind hier zu nennen. Deren Effekte werden über den realen Kurzfristzins (auf Basis des Deflators des Bruttoinlandsprodukts) und den realen effektiven Wechselkurs, das heißt einen handelsgewichteten Durchschnitt der Wechselkurse gegenüber jeweils 22 Industrieländern (auf Basis der Verbraucherpreise) erfasst. Im Vorfeld erfolgreicher Konsolidierungen kommt es zu einem leichten

Absinken des kurzfristigen Realzinses, das sich auch nach den Anpassungsperioden fortsetzt. Demgegenüber kommt es im Gefolge nicht nachhaltiger Konsolidierungsperioden im Mittel zu einem Realzinsanstieg. Dies deutet darauf hin, dass möglicherweise die Geldpolitik bei erfolgreichen Konsolidierungen eine akkommodierende Rolle gespielt hat. Allerdings ist der Realzinseffekt von quantitativ untergeordneter Bedeutung, so dass die entlastenden Impulse von der monetären Seite für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung eine eher begrenzte Rolle gespielt haben dürften. Weniger einheitlich ist das Bild für den außenwirtschaftlichen Einfluss: Zwar kam es während erfolgreicher Anpassungsperioden zu einer realen Abwertung, dieser entlastende Effekt setzte sich jedoch nicht fort. Bei erfolglosen Konsolidierungsperioden kam es unmittelbar im Anschluss zu einer Abwertung, die in der Folge aber ebenso wenig anhielt. Dieses

heterogene Bild spricht dafür, dass der Einfluss des Wechselkurses nicht prägend für die betrachteten Perioden fiskalischer Anpassung war.

814. Theorien der nicht-keynesianischen Effekte stellen die kritische Rolle des Zustands der öffentlichen Haushalte vor Beginn einer Konsolidierung in das Zentrum ihrer Erklärungen, warum es nicht zu kontraktiven Folgen einer restriktiven Politik kommt. Die beobachtbare Entwicklung der Schuldenstandsquote in den Ländern des Euro-Raums vor Beginn einer Anpassungsperiode, insbesondere einer erfolgreichen, unterstützt diese Erklärung: So nahm im Jahr vor erfolgreichen Konsolidierungen der Verschuldungsgrad um mehr als sieben Prozentpunkte zu, und auch bei den nicht dauerhaft erfolgreichen Phasen ist der Zuwachs noch mehr als doppelt so groß wie im gesamten Stichprobenmittel. Erfolgreichen Konsolidierungen gelingt jedoch mittelfristig eine Stabilisierung der Schuldenstandsquote.

815. Die Analyse der Konsolidierungsperioden in den EWU-Ländern zeigt ein Bild, dass das traditionelle keynesianische Erklärungsmuster der Effekte einer restriktiven Finanzpolitik qualifiziert. Die beobachtbaren fiskalischen Anpassungen haben im Durchschnitt nicht die befürchteten makroökonomischen Auswirkungen gehabt, vielmehr lassen sich Hinweise auf nicht-keynesianische Reaktionen finden. Die identifizierten Konsolidierungsphasen bilden hierbei Zeiträume einer erheblichen fiskalischen Anpassung ab, so dass sich die Vermutung eines nichtlinearen Effekts der Finanzpolitik aufdrängt. Eine empirische Schätzung bestätigt dies. Die Trennung in keynesianische versus nicht-keynesianische Effekte lässt sich hierbei am klarsten anhand der Auswirkungen auf die Privaten Konsumausgaben untersuchen. In Reaktion auf eine Erhöhung der Staatsausgaben impliziert die keynesianische Theorie über den Multiplikatoreffekt einen Konsumanstieg, wohingegen nach einer Erhöhung der Staatseinnahmen ein negativer Effekt auf den privaten Verbrauch folgen sollte. In einer Panel-schätzung mit der Veränderungsrate der Privaten Konsumausgaben als erklärter Variable und dem Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts, der Veränderung der Staatsausgabenquote sowie der Veränderung der Einnahmequote als erklärenden Größen findet sich dieser postulierte Wirkungszusammenhang (Tabelle 83).

Es handelt sich hierbei wiederum um eine Panel-schätzung unter Verwendung eines gewichteten zweistufigen Kleinst-Quadrate-Verfahrens mit fixen Effekten. Die erklärenden Variablen, die Veränderung der öffentlichen Einnahme- und Ausgabenquoten sowie deren mit einer Dummy-Variablen für Konsolidierungsphasen multiplizierte Werte, werden mittels der verzögerten öffentlichen Einnahme- und Ausgabenquoten sowie der Output-Lücke der Vereinigten Staaten instrumentiert. Die Quoten der staatlichen Einnahmen und Ausgaben gehen nicht konjunkturbereinigt in die Regression ein.

Eine um einen Prozentpunkt kräftigere Erhöhung der Staatsausgabenquote verstärkt die Zuwachsrate des privaten Konsums im gleichen Jahr um rund 0,5 Prozentpunkte. Umgekehrt verringert eine analoge kräftigere

Panel-schätzung nicht-keynesianischer Effekte auf die Zuwachsrate des privaten Konsums¹⁾

Veränderung des Bruttoinlandsprodukts	1,09 ** (10,72)
Veränderung der Ausgabenquote	0,52 ** (3,88)
Veränderung der Einnahmequote	-0,41 (*) (-1,70)
Dummy für Konsolidierung (Ausgabenquote) ²⁾	-0,76 (*) (-1,91)
Dummy für Konsolidierung (Einnahmequote) ²⁾	1,00 (*) (1,88)

1) Instrumente: Verzögerte staatliche Einnahme- und Ausgabenquoten, Output-Lücke der Vereinigten Staaten. Weitere Einzelheiten zum Schätzverfahren siehe Ziffern 797 und 815. - 2) Dummy (gleich 1 in Konsolidierungsphase) multipliziert mit der Veränderung der Ausgaben- beziehungsweise Einnahmequote.
(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: *t*-Statistik.

Erhöhung der Einnahmequote den Konsumzuwachs um 0,4 Prozentpunkte. Diese Größenordnung entspricht auch in etwa derjenigen aktueller empirischer Studien, deren Ergebnisse mit vektorautoregressiven Ansätzen oder durch eine Simulation in makroökonomischen Modellen hergeleitet werden. Diese quantitativen Effekte realisieren sich in „normalen Zeiten“. Berücksichtigt man die identifizierten Perioden einer erheblichen fiskalischen Konsolidierung über entsprechende Interaktionsdummies, die in diesem Fall den Wert eins annehmen, für die staatlichen Ausgaben- und Einnahmequoten, dann ergeben sich deutliche Unterschiede in den finanzpolitischen Multiplikatoren. Die Koeffizienten der mit den Dummy-Variablen multiplizierten Veränderungen der Quoten haben das umgekehrte Vorzeichen, sind auf dem 10 %-Niveau signifikant und absolut größer als die Koeffizienten der Quotenveränderungen ohne Unterscheidung nach Konsolidierungsphasen. Der Gesamteffekt ergibt sich in diesem Fall durch Addition des Koeffizienten für „normale Zeiten“ sowie des entsprechenden Koeffizienten mit der Dummy-Variable, der den zusätzlichen Effekt während Konsolidierungsphasen angibt. In Konsolidierungsphasen kehren sich die Multiplikatoreffekte um, das heißt, nicht-keynesianische Effekte dominieren.⁵⁾ Ähnliche Befunde zu möglichen nichtlinearen Effekten finanzpolitischer Maßnahmen in Abhän-

⁵⁾ Durchgeführte Spezifikationstests der geschätzten Gleichung bezüglich der verwendeten Instrumente bestätigen dieses Bild: Die Berücksichtigung der entsprechenden Konsolidierungsphasen führt immer zu einer deutlichen Verringerung der Multiplikatoreffekte von Staatsausgaben und Staatseinnahmen. Allerdings überkompensieren die nicht-keynesianischen Effekte nicht in allen Fällen die „normalen“ Multiplikatoren

gigkeit von finanzpolitischen Regimes finden sich auch in anderen Studien jüngerer Datums, die allerdings einen breiteren Länderkreis als den der EWU-Staaten betrachten (Giavazzi et al., 2000; Afonso, 2001).

Finanzpolitik und Wirtschaftswachstum

816. Über die kurzfristigen Wirkungen der Finanzpolitik auf das makroökonomische Umfeld hinaus sind ihre langfristigen Wirkungen auf das Wachstum von Belang. Der Stabilitäts- und Wachstumspakt soll neben seiner Funktion als „Sicherheitsnetz“ für die Unabhängigkeit der Notenbank auch die Voraussetzungen für ein nachhaltiges Wirtschaftswachstum in den Mitgliedsländern der Europäischen Union schaffen. Stand noch im Vorfeld der dritten Stufe der Währungsunion das Ziel der Konfliktvermeidung zwischen supranationaler Geldpolitik und einer weiterhin nationalen Finanzpolitik im Mittelpunkt der öffentlichen Diskussion, so wurde in den vergangenen Jahren stärker die Wachstumsdimension des Pakts betont. Mit dem Lissabon-Prozess hat die Europäische Union das Ziel verbunden, am Ende dieses Jahrzehnts zu einer der dynamischsten Wirtschaftsregionen avanciert zu sein. In diesem Rahmen wird der Finanzpolitik eine wichtige Rolle zugewiesen.

817. Der Einfluss der Finanzpolitik auf die mittelfristigen bis langfristigen Wachstumsaussichten ist trotz eines zu beobachtenden verstärkten Interesses an den Zusammenhängen zwischen Wirtschaftswachstum und Institutionen sowohl aus theoretischer als auch aus empirischer Sicht bislang nicht eindeutig geklärt. Aus theoretischer Sicht herrscht keine Einmütigkeit darüber, ob finanzpolitische Maßnahmen einen andauernden Effekt auf die langfristige Wachstumsrate einer Volkswirtschaft haben, wie Vertreter der endogenen Wachstumstheorie behaupten, oder ob die Wirkungen sich „lediglich“ auf das langfristige Niveau der Produktion beschränken, allerdings mit in der Übergangsphase an das neue Gleichgewicht durchaus über einen längeren Zeitraum einhergehenden Wachstumsrateneffekten. Da beide Ansätze in der kurzen bis mittleren Frist veränderte Wachstumsraten vorhersagen, lässt sich diese theoretische Kontroverse aus empirischer Sicht nur schwer entscheiden (Jones, 1995; Romero de Ávila und Strauch, 2003). Darüber hinaus wird in der empirischen Literatur teilweise die Gültigkeit eines jeglichen Effekts der Finanzpolitik auf das Wirtschaftswachstum bestritten (Agell et al., 1997; kontrovers dazu Fölster und Henreksson, 1999).

818. In empirischen Arbeiten zum Einfluss finanzpolitischer Maßnahmen auf das Wirtschaftswachstum hat in den vergangenen Jahren auch hier der Einsatz von Panelmethoden gegenüber reinen Querschnittsmethoden an Gewicht gewonnen: Zum einen können damit neben der reinen Querschnittsdimension auch Zeitreiheninformationen genutzt werden; zum anderen beseitigt eine Panel-schätzung eine Reihe methodischer Probleme der Querschnittsstudien. Für die folgenden Schätzungen wird, wie in der Literatur weitgehend üblich, auf Fünfjahresdurchschnitte zurückgegriffen, um die Ausschaltung konjunktureller Einflüsse sicherzustellen. Geschätzt wird der Wachstumseinfluss der Finanzpolitik in einem

dynamischen Panel mit der Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts je Einwohner im erwerbsfähigen Alter als erklärter Variable und einer Reihe exogener finanzpolitischer Größen als erklärende Variablen. Fixe Effekte tragen der länderspezifischen Heterogenität Rechnung. Als Instrumente werden hier die zeitverzögerten Niveaus der erklärenden Variablen genutzt (JG 2002 Ziffern 594 ff.).

819. Die Ergebnisse der Panelregressionen belegen einen signifikanten Einfluss sowohl der Finanzierungsseite als auch der Ausgabenseite auf das Wachstum (Tabelle 84). Eine Verringerung der Einnahmequote sowie eine Erhöhung des Finanzierungssaldos wirken in der Spezifikation der Finanzierungsseite wachstumsförderlich. Wird die Ausgabenquote gekürzt, so hat auch dies positive Effekte auf das Wachstum. Der Koeffizient ist sogar auf einem deutlich höheren Niveau signifikant verschieden von null als die Koeffizienten der finanzierungsseitigen Komponenten. Demgegenüber ist der Finanzierungssaldo in der Spezifikation der Ausgabenseite nicht signifikant.

Tabelle 84

Der Einfluss der staatlichen Einnahmen und Ausgaben auf das Wachstum¹⁾

Variable	Finanzierungsseite	Ausgaben-seite
Veränderung des Bruttoinlandsprodukts - verzögert	0,23 (*) (1,89)	0,27 * (2,39)
Einnahmen, insgesamt	-0,23 * (-2,59)	
Ausgaben, insgesamt		-0,31 ** (-3,51)
Finanzierungssaldo	0,51 ** (2,82)	-0,15 (-0,55)

1) Veränderung des Bruttoinlandsprodukts je erwerbsfähigen Einwohner (im Alter von 15 bis 64 Jahren) in Ländern des Euro-Raums (ohne Luxemburg). Zugrunde gelegter Zeitraum: 1970 bis 2002. Die erklärenden finanzpolitischen Variablen gehen als Veränderung ihres Anteils am nominalen Bruttoinlandsprodukt ein. Alle abhängigen Variablen sind logarithmiert (Ausnahme: Finanzierungssaldo). Zusätzlich - hier nicht aufgeführt - gehen ein Zeittrend und ein Dummy für die deutsche Vereinigung (1990 bis 1994) in die Regression ein. Instrumente: Verzögerte Niveaus der erklärenden Variablen (Verzögerung $t-2$). Weitere Einzelheiten zum Schätzverfahren siehe Ziffern 797 und 815.
(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: t -Statistik.

Um zu überprüfen, woher dieser negative Effekt der Finanzpolitik rührt, wird der Einfluss der einzelnen Einnahme- und Ausgabenkomponenten auf das Wachstum geschätzt (Tabelle 85, Seite 454). Von den verschiedenen Einnahmekomponenten erweisen sich die indirekten Steuern und die Sozialabgaben als signifikant negativ, für die direkten Steuern lässt sich keine signifikante Beziehung erkennen. Dieser empirische Befund wird auch von anderen Studien geteilt (Romero de Ávila und

Tabelle 85

Der Einfluss ausgewählter staatlicher Einnahme- und Ausgabenkomponenten auf das Wachstum¹⁾

Variable	Einnahme-	Ausgaben-
	komponenten	
Veränderung des Bruttoinlandsprodukts - verzögert	0,34 ** (3,33)	0,33 * (2,37)
Direkte Steuern	0,02 (0,57)	
Indirekte Steuern	-0,13 (*) (-1,84)	
Sozialabgaben	-0,32 ** (-4,78)	
Monetäre Sozialleistungen		-0,16 * (-2,15)
Öffentliche Investitionen		0,10 ** (3,31)
Arbeitnehmerentgelte des Staates		0,09 (0,59)
Staatskonsum, ohne Arbeitnehmerentgelte		-0,20 (-1,22)
Subventionen		-0,04 (-1,44)
Zinsausgaben		-0,02 (-0,79)
Finanzierungssaldo	0,45 ** (2,81)	0,02 (0,07)

1) Erläuterungen siehe Tabelle 84, Fußnote 1.
(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- beziehungsweise 1%-Niveau an. In Klammern: *t*-Statistik.

Strauch, 2003). Allerdings ist die Insignifikanz des Einflusses der direkten Steuern darauf zurückzuführen, dass die wachstumsschädlichen Effekte der direkten Steuern primär über den Einfluss auf die Unternehmensinvestitionen wirken (JG 2002 Ziffer 606). Eine Erhöhung der Defizitquote beziehungsweise eine Verringerung des staatlichen Finanzierungsüberschusses wirkt in dieser Spezifikation ebenfalls signifikant negativ. Auf der Ausgabenseite haben nur die monetären Sozialleistungen einen signifikant negativen Effekt, öffentliche Investitionen wirken langfristig positiv auf das Wachstum. Dieses Ergebnis verändert sich auch nicht, wenn durch die Einbeziehung der Einnahmequote die Finanzierung der Ausgaben berücksichtigt wird.

820. Unabhängig von den gewählten Spezifikationen ergibt sich somit ein Zusammenhang zwischen finanzpolitischen Maßnahmen und Wirtschaftswachstum: Nicht-produktive Staatsausgaben beeinträchtigen die langfristigen Wachstumsaussichten, produktive Ausgaben in Form von Investitionen unterstützen das Wachstum. Der Effekt der staatlichen Einnahmeseite ist eben-

falls negativ, allerdings weniger ausgeprägt als derjenige der Ausgaben. Staatliche Defizite führen zu einem niedrigeren gleichgewichtigen Niveau des Bruttoinlandsprodukts. Aus den empirischen Ergebnissen kann man jedoch nicht folgern, dass aus Wachstumsgesichtspunkten der staatliche Einfluss drastisch oder im Extremfall gar auf null zu reduzieren sei. Vielmehr hat der Umfang der staatlichen Tätigkeit in den Ländern der Europäischen Währungsunion ein Niveau erreicht, von dem aus eine Rückführung im Regelfall wachstumsfördernd wirken sollte.

Zusammenfassung

821. In der vorliegenden Analyse wurde eine Reihe kurzfristiger Aspekte der Finanzpolitik empirisch untersucht. Mit Blick auf die Reaktion der öffentlichen Budgets auf konjunkturelle Schwankungen lässt sich kein Hinweis auf eine im Zeitablauf abnehmende Reagibilität feststellen. Für die diskretionären Reaktionsmuster in Gestalt der konjunkturbereinigten Primärsalden ist über weite Zeiträume in den großen EWU-Ländern eine signifikant prozyklische Reaktion auf Veränderungen des Auslastungsgrads erkennbar, die erst am aktuellen Rand nicht mehr vorhanden scheint. Mit Blick auf die Effekte, die finanzpolitische Maßnahmen in der kurzen Frist auf die Konjunktur haben, stützen aktuelle Studien eine keynesianische Sicht. Die Frage, ob eine diskretionäre Finanzpolitik ein wirkungsvolles Stabilisierungsinstrument darstellt, hängt aber zusätzlich von einer Reihe von Bedingungen ab, die im konkreten Einzelfall schwierig zu beurteilen sind. Dies spricht dafür, die Stabilisierungsfunktion primär den automatischen Stabilisatoren zuzuweisen. Die Konsolidierungserfahrungen in vielen Ländern der Europäischen Währungsunion zeigen zudem, dass eine diskretionäre Finanzpolitik nicht unbedingt nur keynesianische Multiplikatoreffekte auslöst. Vielmehr kann es in Abhängigkeit von den finanzpolitischen Rahmenbedingungen und den Erwartungen der Haushalte und Unternehmen auch zu nicht-keynesianischen Effekten der Finanzpolitik kommen. Darüber hinaus findet die vorliegende Analyse eine empirische Bestätigung für den Einfluss finanzpolitischer Maßnahmen auf das Wirtschaftswachstum. Sowohl die Finanzierungsseite – über Abgaben und staatliche Kreditaufnahme – als auch die Ausgabenseite beeinflussen das langfristige Produktionsniveau.

Literatur

Afonso, A. (2001) *Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15*, Manuskript.
 Agell, J., T. Lindh und H. Ohlsson (1997) *Growth and the Public Sector: a critical Review Essay*, European Journal of Political Economy, 13, 33 – 52.
 Alesina, A. und R. Perotti (1997) *Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects*, IMF Staff Papers, 44, 297 – 329.

- Alesina, A. und R. Perotti (1995) *Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Economies*, Economic Policy, 21, 207 – 248.
- Ardagna, S. (2001) *Fiscal Policy Composition, Public Debt, and Economic Activity*, Public Choice, 109, 301 – 325.
- Baxter, M. und R. G. King (1993) *Fiscal Policy in General Equilibrium*, American Economic Review, 83, 315 – 334.
- Blanchard, O. (1990) *Comment on Giavazzi and Pagano*, in Blanchard O. and S. Fischer (Hrsg.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge Mass., The MIT Press.
- Bertola, G. und A. Drazen (1993) *Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity*, American Economic Review, 83, 1170 – 1188.
- Dalgaard, T., C. André, und P. Richardson (2001) *Standard Shocks in the OECD Interlink Model*, OECD Economics Department Working Papers 306.
- Europäische Kommission (2001) *European Economy*, 3/2001
- Europäische Kommission (2002) *European Economy*, 3/2002.
- Europäische Kommission (2003) *European Economy*, 3/2003.
- Fatás, A. und I. Mihov (2001) *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper 2760.
- Fatás, A. und I. Mihov (2002) *The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper 3277.
- Fölster, S. und M. Henrekson (1999) *Growth and the Public Sector: a Critique of the Critics*, European Journal of Political Economy, 15, 337 – 358.
- Fölster, S. und M. Henrekson (2001) *Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries*, European Economic Review, 45, 1501 – 1520.
- Galí, J. und R. Perotti (2003) *Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe*, Centre for Economic Policy Research Working Paper 3933.
- Gasche, M. (2003) *Dynamische Fiskalpolitik – Makroökonomische Wirkungen der Fiskalpolitik in einem Real Business Cycle-Modell*, Frankfurt am Main, Lang.
- Giavazzi, F., T. Jappelli und M. Pagano (2000) *Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries*, European Economic Review, 44, 1259 – 1289.
- Giavazzi, F. und M. Pagano (1990) *Can Severe Fiscal Contractions be expansionary? Tales of two small European Countries*, in Blanchard O. and S. Fischer (Hrsg.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge Mass., The MIT Press.
- Hemming, R., M. Kell und S. Mahfouz (2002) *The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity – A Review of the Literature*, IMF Working Paper 02/208.
- Höppner, F. (2001) *A VAR Analysis of the Effects of Fiscal Policy in Germany*, Universität Bonn.
- Jones, C. I. (1995) *Time Series Properties of Endogenous Growth Models*, Quarterly Journal of Economics, 110, 495 – 525.
- Mountford, A. und H. Uhlig (2002) *What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?*, Centre for Economic Policy Research Working Paper 3338.
- Perotti, R. (2002) *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries*, ECB Working Paper 168.
- Ramey, V. und M. D. Shapiro (1999) *Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 48, 1145 – 1194.
- Romero de Ávila, D. und R. Strauch (2003), *Public Finances and Long-Term Growth in Europe – Evidence from a Panel Data Analysis*, ECB Working Paper 246.
- Scheremet, W. (2001) *Automatische Stabilisatoren, fiskalpolitische Schocks und Konjunktur: Eine vergleichende SVAR-Analyse für Deutschland und die USA*, Frankfurt am Main, Lang.
- van den Noord, P. (2000) *The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilisers in the 1990s and Beyond*, OECD Economics Department Working Papers 230.

IV. Verteilung der Markteinkommen und der Einkommensteuerschuld in Deutschland

822. Der Sachverständigenrat analysiert regelmäßig die Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland (zuletzt JG 2002 Ziffern 633 ff.). Im Folgenden wird erstmals die primäre Einkommensverteilung in Deutschland anhand von einkommensteuerlichen Veranlagungsdaten untersucht. Dabei beschränkt sich die Untersuchung nicht auf Stichproben, deren Daten durch freiwillige Befragungen von Haushalten oder Personen ermittelt wurden – solche Stichproben weisen üblicherweise speziell im Bereich von Spitzeneinkommensbeziehern aufgrund geringer Fallzahlen gewisse Probleme bezüglich der Repräsentativität auf; vielmehr wird auf steuerstatistische Erhebungen zurückgegriffen, die insbesondere den oberen Einkommensbereich aufgrund des gewählten Stichprobenplans vollständig abbilden. Die Untersuchung verdeutlicht, dass es zwischen den einzelnen Einkunftsarten teilweise erhebliche Unterschiede in Bezug auf die Einkommensverteilung gibt. Im Hinblick auf einkommensteuerliche Abzugsbeträge wird allein durch die Sonderausgaben die Bemessungsgrundlage stark vermindert. Ferner wird die Progressivität des Einkommensteuersystems anhand des Datenmaterials ersichtlich.

Datenbasis

823. In den vergangenen Jahren wurde zur Untersuchung der Einkommensverteilung auf Stichprobendaten des Sozio-oekonomischen Panels des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, und der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe des Statistischen Bundesamtes zurückgegriffen. Die damit erhaltenen Verteilungsergebnisse wurden dann auf die Gesamtbevölkerung hochgerechnet. Die bisherigen Analysen dürften weite Teile der Einkommenskala hinreichend gut repräsentieren. Zu vermuten ist allerdings, dass Haushalte oder Steuerpflichtige mit sehr hohen Einkommen oder „Spitzeneinkommen“ nur unzureichend in den bisherigen Untersuchungen erfasst worden sind, denn Haushalte mit solchen Einkommen werden im Allgemeinen in Befragungen, selbst bei einer Auskunftspflicht, nicht erreicht.

824. Eine Einkommensverteilung, die auch Spitzeneinkommensbezieher umfasst, kann mit Hilfe von prozessproduzierten Daten, zum Beispiel mit Daten aus der amtlichen Steuerverwaltung, genauer untersucht werden. Das Statistische Bundesamt verfügt mit dem Ursprungsdatenmaterial aus den im Dreijahresturnus durchgeführten Lohn- und Einkommensteuerstatistiken für die Veranlagungsjahre 1992, 1995 und 1998 über drei umfangreiche Einzeldatenbestände, die zu einer – bislang fehlenden – umfassenden Analyse der Einkommensverteilung herangezogen werden. Mit der Gründung des Forschungsdatenzentrums im Statistischen Bundesamt steht der Wissenschaft in Kürze unter anderem faktisch anonymisiertes Stichprobenmaterial aus der Einkommensteuerstatistik zur Verfügung. Die Lohn- und Einkommensteuerstatistik enthält je Veranlagungsjahr rund 30 Millionen

Steuerpflichtige. Im Fall der Zusammenveranlagung umfasst ein Steuerpflichtiger zwei Steuerfälle. Somit liefert die Lohn- und Einkommensteuerstatistik für das Jahr 1998 Informationen von rund 43,6 Millionen Bundesbürgern über die Zusammensetzung ihrer steuerlichen Einkünfte sowie die entsprechende einkommensteuerliche Veranlagung. Etwa 13,8 Millionen Steuerpflichtige wurden nach der Grundtabelle und rund 14,9 Millionen Steuerpflichtige nach der Splittingtabelle besteuert. Jeder Datensatz beschreibt mit maximal 800 Merkmalen die Entstehung des „zu versteuernden Einkommens“ sowie der „festgesetzten Einkommensteuer“. Die Merkmale wurden im Rahmen der individuellen Einkommensteuererklärungen statistisch erfasst und aufbereitet. Aus diesem Gesamtmaterial wurden zur leichteren Verarbeitung geschichtete Zufallsstichproben gezogen, die für die Jahre 1995 und 1998 rund 10 vH der Grundgesamtheit enthalten. Im Bereich von hohem Einkommen umfasst die Stichprobe in der Regel alle Steuerpflichtigen. Für das Veranlagungsjahr 1992 wurde aus technischen Gründen auf eine kleinere Stichprobe von rund 100 000 Steuerpflichtigen zurückgegriffen.

Als Merkmale zur Bildung von Schichten der Grundgesamtheit, aus der die Stichproben gezogen wurden, dienen die einkommensteuerliche Veranlagungsart, die überwiegende Einkunftsart, die Zahl der Kinderfreibeträge, der Wohnort der Steuerpflichtigen nach alten und neuen Bundesländern sowie der Gesamtbetrag der Einkünfte. Hieraus ergeben sich für das Jahr 1995 insgesamt 1 568 Schichten. Die Aufteilung des Stichprobenumfangs auf die einzelnen Schichten erfolgt nach dem „Prinzip der vergleichbaren Präzision für gegliederte Ergebnisse“ (Krug, Nourney und Schmidt, 2001). Aus den einzelnen Schichten wird dann jeweils eine bestimmte Anzahl von Stichprobenfällen zufällig gezogen. Für Steuerpflichtige mit einem sehr hohen steuerpflichtigen Einkommen liegt naturgemäß eine sehr hohe Varianz der Merkmalsausprägung Gesamtbetrag der Einkünfte vor. Daher wurden fast alle Steuerpflichtigen mit einem jährlichen Gesamtbetrag der Einkünfte von mehr als seinerzeit 250 000 DM in die Stichprobe einbezogen (Zwick, 1998). Der relative Stichprobenfehler des Merkmals Gesamtbetrag der Einkünfte ist – nicht zuletzt aufgrund des Stichprobenumfangs – sehr gering und liegt für das Jahr 1995 deutlich unter 0,1 vH. Für die vorliegende Untersuchung wurden jeweils die 10 vH-Stichproben als formal anonymisiertes Datenmaterial im Statistischen Bundesamt ausgewertet, wobei die Auswertung des Veranlagungsjahrs 1998 auf einer vorläufigen Stichprobe basiert.

825. Mit den Einkommensangaben in den Einkommensteuerstatistiken ist ein Adäquationsproblem verbunden (Grohmann, 1985). Die zugrunde liegenden Begriffe und Abgrenzungen basieren auf dem Steuerrecht beziehungsweise stammen aus den einkommensteuerlichen Veranlagungen der Steuerpflichtigen. Sie sind daher nicht unmittelbar vergleichbar mit den Einkommensbegriffen, die zum Beispiel in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen dargestellt sind. Das steuerstatistisch aufgezeichnete Einkommen entspricht eher dem Markteinkommen und nicht dem letztlich verfügbaren Ein-

kommen der Bundesbürger. Nicht erfasst sind folglich Einkommen, die steuerlich keine Relevanz besitzen. Dadurch können zwar Aussagen über die Primärverteilung der Einkommen in Deutschland, aber nicht über die Sekundärverteilung vorgenommen werden, also die Einkommensverteilung, die sich nach den staatlichen Umverteilungsmaßnahmen ergibt.

Unberücksichtigt sind beispielsweise Transfers wie das Arbeitslosengeld oder das Krankengeld, sofern sie nicht dem Progressionsvorbehalt unterliegen, die Sozialhilfezahlungen oder das Wohngeld. Ebenfalls nicht in der Datenbasis enthalten sind die steuerfreien Zuschläge zur Sonntags-, Feiertags- und Nacharbeit nach § 3b Einkommensteuergesetz. Nicht vollständig erfasst sind Renten aus der Gesetzlichen Rentenversicherung, die nach § 22 Einkommensteuergesetz nur mit ihrem Ertragsanteil zu versteuern sind, und Einkünfte aus Kapitalvermögen, sofern sie unter dem Sparerfreibetrag liegen und in der Einkommensteuererklärung daher nicht angegeben werden müssen. Ähnlich mag es mit Einkünften aus privaten Wertpapiergeschäften sein, die häufig nicht dem Finanzamt zur Kenntnis gebracht werden oder bei einer Veräußerung außerhalb der gesetzlichen Fristen ohnehin steuerfrei sind. Einkommen, die unter den Tatbestand der Steuerfreiheit nach § 3 Einkommensteuergesetz fallen (zum Beispiel Einnahmen aus nebenberuflicher Tätigkeit als Übungsleiter), sind nicht in der Datenbasis enthalten.

Demgegenüber sind steuerpflichtige Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit ebenso wie die entsprechenden individuellen Einkommensteuerzahlungen über das gesamte Einkommensspektrum hinweg vollständig in der Datenbasis enthalten. Aufgrund des dargelegten Adäquationsproblems beziehen sich die Aussagen über die Einkommensverteilung und die Einkommensteuerverteilung lediglich auf die Verteilung des Gros der Markteinkommen, das heißt der steuerpflichtigen und dem Finanzamt deklarierten Einkommen sowie den dazugehörigen Einkommensteuerzahlungen.

826. Grundsätzlich ist anzumerken, dass im Rahmen der Gewinneinkünfte (Land- und Forstwirtschaft, Gewerbebetrieb und selbständige Arbeit) ausschließlich die steuerlich relevanten Gewinne erfasst sind; die Betriebsausgaben sind nicht in der Datenbasis enthalten, da sie üblicherweise nicht detailliert in den Formularen zur Einkommensteuererklärung angegeben werden. Analog verhält es sich auch bei den Einkünften aus Vermietung und Verpachtung. Insgesamt ist dies insofern weniger problematisch, da die hier interessierende Einkommensgröße das steuerpflichtige Markteinkommen, das heißt das Einkommen nach Abzug von Werbungskosten beziehungsweise nach Abzug von Betriebsausgaben und vor Abzug von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen ist. Schwierigkeiten bei der Beurteilung des Markteinkommens insbesondere bei Gewinneinkünften können allerdings dann auftreten, wenn in den Betriebsausgaben Bestandteile enthalten sind, die eher der privaten Sphäre zugerechnet werden können. Im Rahmen der Gewinnermittlung ist eine trennscharfe Abgrenzung von betrieb-

lich und privat veranlassten Ausgaben nicht immer möglich, so dass Betriebsausgaben auch privat veranlasste, im Prinzip nicht abzugsfähige Ausgaben enthalten können. Um eine weitgehende Vergleichbarkeit der Einkunftsarten herzustellen, erfolgt die Verteilungsanalyse auch für die Einkommensquelle nichtselbständiger Arbeit nach Abzug der entsprechenden Werbungskosten, obgleich im Datensatz auch Angaben zum steuerpflichtigen Bruttolohn enthalten sind.

Verteilung der Einkommen über die steuerlichen Einkunftsarten

827. Die Summe der positiven Einkünfte betrug im Jahr 1992 insgesamt 828,2 Mrd Euro, dies entsprach der Hälfte des nominalen Bruttoinlandsprodukts oder etwa zwei Dritteln des Volkseinkommens, in dem allerdings die Sozialbeiträge der Arbeitgeber enthalten sind. Rechnet man diese heraus, belief sich der Anteil der Summe der positiven Einkünfte an dem so bereinigten Volkseinkommen im Jahr 1992 auf 76,9 vH; er sank im Jahr 1995 auf 76,2 vH. Für das Jahr 1998 ist eine leichte Zunahme dieses Anteils auf 76,3 vH feststellbar. Insofern kann mit Blick auf die positiven steuerpflichtigen Einkünfte für den Zeitraum der Jahre 1992 bis 1998 nicht von einer Erosion der einkommensteuerlichen Bemessungsgrundlage gesprochen werden.

Im Jahr 1992 bezogen rund 29,3 Millionen Steuerpflichtige positive Einkünfte von durchschnittlich 28 399 Euro je Steuerpflichtigen (Tabelle 86, Seite 458). Die durchschnittliche Summe dieser Einkünfte je Steuerpflichtigen stieg bis zum Jahr 1995 um 7,0 vH. In dem Dreijahreszeitraum von 1995 bis 1998 nahm diese Größe abermals um 6,4 vH auf 33 456 Euro zu. Die wesentlich kleinere Gruppe von Steuerpflichtigen mit negativen Einkünften – sie umfasste im Jahr 1992 rund 3,2 Millionen Steuerpflichtige – hatte im Mittel Verluste von 10 024 Euro zu verzeichnen. Die Zahl der Steuerpflichtigen mit negativen Einkünften nahm im Verlauf der neunziger Jahre deutlich zu. So machten im Jahr 1995 etwa 3,7 Millionen Steuerpflichtige und im Jahr 1998 bereits rund 4,0 Millionen Steuerpflichtige negative Einkünfte im Rahmen ihrer Einkommensteuererklärung geltend. Die negativen Einkünfte betrugen im Jahr 1995 durchschnittlich 13 896 Euro und im Jahr 1998 durchschnittlich 13 295 Euro. In diesen Daten spiegelt sich vor allem die steuerliche Förderung gemäß dem Fördergebietsgesetz in den neuen Bundesländern wider, die hohe Sonderabschreibungen für Investitionen erlaubte, die bis zum Jahr 1998 getätigt wurden.

828. Haupteinkommensquelle in Deutschland sind nach wie vor **Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit**. Sie erreichten im Jahr 1992 ein Volumen von 655,3 Mrd Euro; das entsprach 79,1 vH der in die Steuerbemessung einbezogenen positiven Einkünfte. Gemessen an den Bruttolöhnen und -gehältern einschließlich der in diese Einkunftsart fallenden, den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen entnommenen Pensionen der Beamten gingen somit 84,8 vH als Einkünfte in die Einkommensbesteuerung ein. Rund 6,7 vH der in den

Tabelle 86

Struktur der steuerlichen Einkunftsarten¹⁾

		Einkünfte aus							Summe der Einkünfte
		Land- und Forstwirtschaft	Gewerbebetrieb	selbständiger Arbeit	nichtselbständiger Arbeit ²⁾	Kapitalvermögen	Vermietung und Verpachtung ³⁾	Sonstigen Einkünften	
Veranlagungsjahr 1992									
		Mrd Euro							
Einkünfte	Positiv	6,7	78,6	35,8	655,3	28,0	13,0	10,8	828,2
	Negativ	- 0,4	- 9,3	- 0,7	0,0	- 0,3	- 21,3	0,0	- 32,1
		Euro							
Mittelwert	Positiv	12 884	32 571	34 493	24 725	5 172	6 398	3 289	28 399
	Negativ	- 6 138	- 11 330	- 4 882	- 1 984	- 2 857	- 9 345	- 1 371	- 10 024
Standardabweichung	Positiv	29 140	272 801	78 418	22 132	45 811	21 178	8 868	78 418
	Negativ	12 814	57 256	13 076	3 515	14 945	36 934	2 841	13 076
		Steuerpflichtige							
Hochgerechnet ⁴⁾	Positiv	519 470	2 411 906	1 038 218	26 505 213	5 417 368	2 034 066	3 271 963	29 163 035
	Negativ	64 258	824 777	141 193	25 057	101 251	2 279 995	4 561	3 200 289 ^{a)}
Stichprobe		1 693	12 846	8 493	85 405	27 840	10 129	9 735	96 883
Veranlagungsjahr 1995									
		Mrd Euro							
Einkünfte	Positiv	6,9	77,2	41,0	718,1	18,6	15,7	15,2	892,7
	Negativ	- 0,5	- 15,1	- 0,9	- 0,1	- 0,3	- 34,5	0,0	- 51,5
		Euro							
Mittelwert	Positiv	13 055	30 537	33 440	27 324	14 199	7 218	3 880	30 387
	Negativ	- 8 619	- 14 844	- 5 263	- 2 462	- 4 054	- 13 098	- 2 077	- 13 896
Standardabweichung	Positiv	38 994	251 312	77 895	24 305	116 696	26 877	7 718	89 869
	Negativ	51 194	168 537	21 228	6 513	46 943	88 709	16 902	126 178
		Steuerpflichtige							
Hochgerechnet ⁴⁾	Positiv	528 474	2 528 330	1 224 815	26 279 030	1 309 404	2 181 495	3 920 968	29 376 717
	Negativ	60 220	1 019 421	176 113	30 998	80 201	2 634 097	5 726	3 705 655 ^{a)}
Stichprobe		144 846	648 432	392 464	2 029 402	381 110	458 575	582 217	2 958 567
Veranlagungsjahr 1998									
		Mrd Euro							
Einkünfte	Positiv	8,2	103,4	49,6	731,9	23,1	18,6	15,3	950,0
	Negativ	- 0,5	- 16,3	- 1,0	- 0,1	- 0,3	- 35,0	0,0	- 53,2
		Euro							
Mittelwert	Positiv	15 399	36 913	35 366	29 086	15 052	7 444	4 125	33 456
	Negativ	- 7 540	- 14 589	- 4 744	- 1 941	- 3 787	- 12 311	- 4 798	- 13 295
Standardabweichung	Positiv	59 044	405 369	90 061	30 289	173 920	32 794	16 363	148 843
	Negativ	20 558	121 681	15 203	4 180	58 707	79 818	13 718	96 481
		Steuerpflichtige							
Hochgerechnet ⁴⁾	Positiv	530 056	2 800 776	1 401 919	25 164 753	1 532 978	2 498 070	3 703 953	28 395 387
	Negativ	62 993	1 114 487	203 907	43 469	83 235	2 846 648	9 141	4 000 665 ^{a)}
Stichprobe		56 035	327 945	171 610	2 508 877	210 878	279 210	388 533	2 877 992

1) Da die Ergebnisse auf einer Stichprobe basieren, können diese von den in den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes ausgewiesenen Daten abweichen. - 2) Einschließlich der Steuerpflichtigen, für die keine Einkommensteuerveranlagung durchgeführt wurde. - 3) Einschließlich Einkünfte aus Anteilen an Bauherren- und Erwerberrgemeinschaften, geschlossenen Immobilienfonds und Grundstücksgemeinschaften. - 4) Mehrfachangaben möglich. - a) Steuerpflichtige, bei denen in mindestens einer Einkunftsart negative Einkünfte vorlagen.

Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen nachgewiesenen Bruttolöhne und -gehälter einschließlich Beamtenpensionen, also 51,6 Mrd Euro, wurden als Werbungskosten von den steuerpflichtigen Bruttolöhnen abgesetzt. Die verbleibende Differenz zwischen den ausgewiesenen Bruttolöhnen und den Bruttolöhnen und -gehältern von 8,5 vH war steuerfreien Bestandteilen der Bruttolöhne und -gehälter zuzurechnen. Die positiven Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit stiegen in dem Dreijahreszeitraum von 1992 bis 1995 um 9,6 vH an, also stärker als die Bruttolöhne und -gehälter, die im gleichen Zeitraum um 7,7 vH expandierten. In diesen Jahren legte der Verbraucherpreisindex um insgesamt 9,1 vH zu – folglich kam es im Aggregat zu einem leichten Anstieg der realen Einkünfte aus nichtselbständiger Tätigkeit. Im Zeitraum der Jahre 1995 bis 1998 fiel der Einkommensanstieg erheblich moderater aus. Die Bruttolöhne und -gehälter nahmen um 3,0 vH zu, während die Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit um 1,9 vH zulegen konnten. Zwischen den Jahren 1995 und 1998 stieg der Verbraucherpreisindex um 4,4 vH, so dass im Gegensatz zu den drei vorangegangenen Jahren im Aggregat von einem Rückgang der realen Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit gesprochen werden kann. In der hohen Zuwachsrate dieser Einkommen zu Beginn der neunziger Jahre spiegelt sich die beschleunigte Einkommensangleichung der neuen an die alten Bundesländer wider. Die Zahl der Steuerpflichtigen mit Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit reduzierte sich in dem Sechsjahreszeitraum von 1992 bis 1998 deutlich von 26,5 Millionen auf 25,2 Millionen. Die durchschnittlichen positiven Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit stiegen im Dreijahreszeitraum von 1992 bis 1995 um 10,5 vH und von 1995 bis 1998 um 6,5 vH auf zuletzt 29 086 Euro an.

Für das Veranlagungsjahr 1998 liegen die Werbungskosten in aufgeschlüsselter Form vor. In jenem Jahr betragen die Werbungskosten, die vom Bruttolohn abgesetzt wurden, 53,4 Mrd Euro. Gegenüber dem Jahr 1992 war also lediglich ein geringfügiger Anstieg feststellbar. Ein Großteil, nämlich 33,0 Mrd Euro, wurde durch den damals geltenden Arbeitnehmerpauschbetrag in Höhe von 2 000 DM verursacht. Die Mehraufwendungen für eine doppelte Haushaltsführung einschließlich entsprechender Verpflegungsmehraufwendungen beliefen sich auf 3,0 Mrd Euro, während die übrigen Werbungskosten 6,6 Mrd Euro ausmachten. Die nachgewiesenen Werbungskosten für Fahrten zwischen Wohnung und Arbeitsstätte betragen 21,6 Mrd Euro, wobei jedoch ein Großteil der Werbungskosten bereits durch den Arbeitnehmerpauschbetrag abgedeckt wurde. Das bedeutet, dass selbst eine ersatzlose Streichung der Anrechenbarkeit von Fahrtkosten im Jahr 1998 lediglich zu einer Verbreiterung der Bemessungsgrundlage um 8,5 Mrd Euro geführt hätte, da ein Großteil der angegebenen Fahrtkosten bereits durch den Arbeitnehmerpauschbetrag abgegolten wurde.

829. Bezieher von **Einkünften aus Gewerbebetrieb und aus selbständiger Arbeit** hatten – verglichen mit Beziehern von Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit – im Durchschnitt deutlich höhere positive Ein-

künfte. Im Jahr 1992 waren die durchschnittlichen positiven Einkünfte aus Gewerbebetrieb um 31,7 vH und aus selbständiger Arbeit etwa 39 vH höher als diejenigen aus nichtselbständiger Arbeit, das heißt 32 571 Euro beziehungsweise 34 493 Euro. Drei Jahre später war der Unterschied weniger markant: Die durchschnittlichen positiven Einkünfte aus Gewerbebetrieb lagen im Jahr 1995 um knapp 12 vH und diejenigen aus selbständiger Arbeit um etwa 22 vH über den durchschnittlichen Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit. Weitere drei Jahre später lag der Abstand zwischen den durchschnittlichen positiven Einkünften aus Gewerbebetrieb mit 36 913 Euro und nichtselbständiger Arbeit wieder bei knapp 27 vH, während der Abstand zwischen den durchschnittlichen positiven Einkünften aus selbständiger Arbeit in Höhe von 35 366 Euro und nichtselbständiger Arbeit fast konstant blieb.

Die Zahl der Steuerpflichtigen, die positive Einkünfte aus Gewerbebetrieb oder selbständiger Arbeit in ihrer Einkommensteuererklärung deklarierten, nahm deutlich zu. Erzielten im Jahr 1992 etwa 2,4 Millionen Steuerpflichtige positive Einkünfte aus Gewerbebetrieb, so waren es im Jahr 1998 bereits rund 2,8 Millionen Steuerpflichtige. Die Zahl derer, die über positive Einkünfte aus selbständiger Arbeit verfügten, stieg im gleichen Zeitraum um etwa 360 000 Steuerpflichtige. In den Jahren 1992 und 1995 betragen die positiven Einkünfte aus Gewerbebetrieb jeweils rund 78 Mrd Euro. Im Jahr 1998 wurden positive Einkünfte aus Gewerbebetrieb in Höhe von etwa 103 Mrd Euro nachgewiesen. Diesen positiven Einkünften standen Verluste aus Gewerbebetrieb von 9,3 Mrd Euro im Jahr 1992, 15,1 Mrd Euro im Jahr 1995 und 16,3 Mrd Euro im Jahr 1998 gegenüber. Knapp 35,8 Mrd Euro entfielen im Jahr 1992 auf positive Einkünfte aus selbständiger Arbeit, wobei bei dieser Einkunftsart die Verlustfälle mit 0,7 Mrd Euro erheblich niedriger lagen. Offenkundig war im Rahmen der selbständigen Arbeit die Verlustanfälligkeit der wirtschaftlichen Tätigkeit verglichen mit Gewerbetreibenden erheblich geringer. Ein Vergleich zwischen den Unternehmens- und Vermögenseinkommen aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und den einkommensteuerlichen Gewinnen ist nicht möglich, da die gesamtwirtschaftliche Größe auch die Gewinne umfasst, die der Körperschaftsbesteuerung unterliegen und nicht in der Datenbasis enthalten sind.

830. Im Jahr 1992 hatten 18,6 vH aller Steuerpflichtigen **Einkünfte aus Kapitalvermögen** in ihrer Steuererklärung angegeben. Insgesamt summierten sich diese Einkünfte auf rund 28,0 Mrd Euro. Diese Zahl fällt verglichen mit den auf der Grundlage der Geldvermögensrechnung der Deutschen Bundesbank errechneten Kapitaleinkommen bescheiden aus. Die privaten Haushalte einschließlich der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck hielten zum Jahresende 1992 verzinsliche Geldvermögensbestände in Form von Termingeldern, Spareinlagen, Sparbriefen, Geldmarktpapieren und Rentenwerten in Höhe von 1 087 Mrd Euro. Angesichts einer durchschnittlichen Umlaufrendite von damals 8,1 % hätten prinzipiell rund 88 Mrd Euro an Einkünften aus

Kapitalvermögen eine einkommensteuerliche Berücksichtigung finden müssen. Würde jedem der 28,4 Millionen Steuerpflichtigen der damals geltende Sparerfreibetrag von 1 200 DM und ein entsprechender Pauschbetrag für Werbungskosten von 100 DM in voller Höhe zugebilligt, reduzierten sich die einkommensteuerlich relevanten Einkünfte aus Kapitalvermögen um 18,9 Mrd Euro auf 69,2 Mrd Euro. Aus dieser überschlägigen Berechnung ergäbe sich im Jahr 1992 ein Volumen von Einkünften aus Kapitalvermögen von über 40 Mrd Euro, das der Steuerverwaltung nicht zur Kenntnis gebracht wurde. Diese Zahl stellt wegen der Verwendung der durchschnittlichen Umlaufrendite eine Obergrenze dar; wegen der niedrigeren Zinssätze auf Spareinlagen dürften die nicht deklarierten Einkünfte aus Kapitalvermögen jedoch geringer ausfallen.

Für die Veranlagungsjahre 1995 und 1998 ergibt sich ein anderes Bild: Bei nur noch 4,6 vH beziehungsweise 5,5 vH der Steuerpflichtigen werden Einkünfte aus Kapitalvermögen nachgewiesen. Im Jahr 1993 wurde der Sparerfreibetrag massiv auf 6 000 DM für Alleinstehende beziehungsweise 12 000 DM für Zusammenveranlagte angehoben, so dass für einen Großteil der Steuerpflichtigen, die im Jahr 1992 noch einen Teil ihrer Einkünfte aus Kapitalvermögen zu versteuern hatten, diese Einkünfte vollständig steuerfrei blieben. Die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage Einkünfte aus Kapitalvermögen reduzierte sich um 9,4 Mrd Euro auf 18,6 Mrd Euro im Jahr 1995. Deutlich wird dies auch in den durchschnittlichen Einkünften aus Kapitalvermögen, die im Jahr 1992 noch 5 172 Euro betragen, sich aber durch die fehlende Berücksichtigung der Steuerpflichtigen, die lediglich über Einkünfte aus Kapitalvermögen unterhalb der hohen Sparerfreibeträge verfügten, sehr stark auf durchschnittlich 14 199 Euro im Jahr 1995 und 15 052 Euro im Jahr 1998 erhöhten. Für die Jahre 1995 und 1998 ist ein Vergleich der deklarierten Einkünfte aus Kapitalvermögen mit den rechnerischen Einkünften auf der Basis der Geldvermögensrechnung der Deutschen Bundesbank aufgrund des stark angehobenen Sparerfreibetrags nicht sinnvoll, da davon auszugehen ist, dass nicht alle Steuerpflichtigen Einkünfte aus Kapitalvermögen in Höhe des Sparerfreibetrags hatten.

831. Einige interessante Aspekte sind auch bei den **Einkünften aus Vermietung und Verpachtung** zu beobachten. Im Jahr 1992 verfügten etwa 4,3 Millionen Steuerpflichtige über Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung einschließlich der Einkünfte aus Anteilen an Bauherren-, Grundstücks- und Erwerbsgemeinschaften sowie an geschlossenen Immobilienfonds. Die Zahl der Steuerpflichtigen stieg im Zeitablauf deutlich auf 4,8 Millionen Steuerpflichtige im Jahr 1995 und 5,3 Millionen Steuerpflichtige im Jahr 1998 an. Diese Zunahme ist vermutlich auf die steuerliche Förderung von Immobilien im Rahmen des Fördergebietsgesetzes zurückzuführen. Die positiven Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung im Jahr 1992 betragen 13,0 Mrd Euro. Dem standen jedoch steuerliche Verluste von rund 21,3 Mrd Euro gegenüber, so dass sich insge-

samt für diesen Bereich eine negative einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage von 8,3 Mrd Euro ergab. Dieser steuerliche Verlust erfuhr bis zum Jahr 1995 einen deutlichen Anstieg. Die positiven Einkünfte nahmen um rund 2,8 Mrd Euro zu, während die Verluste um rund 13,2 Mrd Euro anstiegen. Auch das Veranlagungsjahr 1998 war per saldo durch steuerliche Verluste in Höhe von 16,5 Mrd Euro im Bereich Vermietung und Verpachtung gekennzeichnet. Es ist jedoch anzunehmen, dass es im Regelfall nicht dauerhaft zu ökonomischen (im Gegensatz zu steuerlichen) Verlusten gekommen ist, da sich die Betätigung in diesem Geschäftsbereich in einem solchen Fall nicht gelohnt hätte und die Anbieter von Mietobjekten auf Dauer vom Markt verschwunden wären. Offenkundig müssen die steuerlichen Regeln in den neunziger Jahren so attraktiv gewesen sein, dass sie per saldo immer wieder zu steuerlichen Verlusten führten.

832. Die durchschnittlichen positiven **Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft** betragen im Jahr 1995 nur 13 055 Euro; zurückzuführen war dies auf die vergleichsweise hohe Zahl von Nebenerwerbsbetrieben in diesem Segment: Von den ausgewiesenen rund 530 000 Steuerpflichtigen mit Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft erwirtschafteten lediglich etwa 245 000 Steuerpflichtige, also weniger als die Hälfte, ihr Einkommen überwiegend aus dieser Einkunftsart. Ein weiterer Grund für die vergleichsweise niedrigen Einkünfte ist, dass es das Einkommensteuerrecht Land- und Forstwirten ermöglicht, ihren Gewinn nach Durchschnittssätzen zu ermitteln. Darüber hinaus gibt es allerdings noch eine Reihe spezieller Regelungen, die zu einer weiteren Begünstigung von Land- und Forstwirten führt.

833. Die **sonstigen Einkünfte** in der Einkommensteuerstatistik sind wenig aussagekräftig, da das Gros Sozialversicherungsrenten und Leibrenten sind, die lediglich mit ihrem Ertragsanteil in die Einkünfte einfließen. Außerdem umfasst diese Einkunftsart unter anderem Abgeordnetenbezüge, Betriebsrenten und wiederkehrende Leistungen wie private Versorgungsrenten. Vergleicht man dessen ungeachtet die Rentenausgaben der Gesetzlichen Rentenversicherung des Jahres 1992 in Höhe von 130,9 Mrd Euro mit den ausgewiesenen sonstigen Einkünften von 10,8 Mrd Euro, wird unmittelbar ersichtlich, dass im Durchschnitt Sozialversicherungsrenten mit weit weniger als 8 vH tatsächlich in die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage einfließen. Ein wesentlicher Grund hierfür liegt darin, dass Rentner, die ausschließlich Sozialrenten und gegebenenfalls zusätzlich nur niedrige unter dem Sparerfreibetrag liegende Einkünfte aus Kapitalvermögen beziehen, aufgrund der faktischen Steuerfreiheit ihrer Einkünfte nicht mehr zur Einkommensteuer veranlagt werden. Ein Indiz hierfür ist auch die vergleichsweise geringe Zahl von Beziehern mit sonstigen Einkünften, die nur einen Bruchteil der Empfänger von Renten ausmacht. Eine tiefere Untergliederung der sonstigen Einkünfte lässt das Datenmaterial nicht zu; es liegen lediglich gesonderte Angaben für Einkünfte aus Spekulationsgeschäften vor.

Die den sonstigen Einkünften zugehörigen Gewinne aus privaten Veräußerungsgeschäften (früher **Spekulationsgeschäfte**) haben einen verschwindend geringen Anteil an dem nachgewiesenen Volumen der sonstigen Einkünfte. So betragen die deklarierten Einkünfte aus Spekulationsgeschäften im Jahr 1995 lediglich 227 Mio Euro. Gerade einmal rund 15 000 Steuerpflichtige gaben Einkünfte aus Spekulationsgeschäften in ihrer Einkommensteuererklärung an. Im Jahr 1998, also bereits zu einer Zeit, in der die Aktienkurse in Deutschland boomten, erreichten die veranlagten Einkünfte einen Betrag von 747 Mio Euro. Die Zahl der Steuerpflichtigen mit entsprechenden Einkünften nahm um etwa 55 000 auf knapp 70 000 im Jahr 1998 zu. Dieses Ergebnis stützt, angesichts von damals insgesamt knapp 13 Mio Wertpapierdepots inländischer Privatpersonen bei Kreditinstituten (ohne Deutsche Bundesbank, damalige Bundesschuldenverwaltung und Kapitalanlagegesellschaften) die These, dass im Bereich von Einkommen aus Spekulationsgeschäften der Fiskus kaum an den entsprechenden Gewinnen partizipiert, obwohl solche Einkünfte innerhalb der Spekulationsfrist grundsätzlich steuerpflichtig sind.

834. Die **Streuung der Einkünfte** innerhalb der einzelnen Einkunftsarten – gemessen an der zugehörigen Standardabweichung – ist durchgängig bei den Einkünften aus Gewerbebetrieb am höchsten. Demgegenüber war die Standardabweichung bei den sonstigen Einkünften am niedrigsten. Auch die Einkünfte aus Kapitalvermögen und aus selbständiger Arbeit waren durch eine besonders hohe Standardabweichung gekennzeichnet. Auffällig ist, dass die Streuung zwischen den Jahren 1992 und 1998 zum Teil erheblich zugenommen hat. Betrachtet man die Konzentration mit Hilfe des Variationskoeffizienten, zeigt sich, dass stets die größte „Ungleichverteilung“ von positiven Einkünften bei Einkünften aus Kapitalvermögen, gefolgt von denen aus Gewerbebetrieb, zu beobachten war.

835. Ein Blick auf das **zu versteuernde Einkommen** zeigt, dass unter anderem durch Sonderausgaben und außergewöhnliche Belastungen die Summe der Einkünfte erheblich vermindert wurde. So betrug zum Beispiel die Summe der Einkünfte im Jahr 1998 rund 897 Mrd Euro, das zu versteuernde Einkommen lag demgegenüber bei 737 Mrd Euro. Von den rund 160 Mrd Euro, die von der Bemessungsgrundlage abgezogen wurden, entfiel mit 77,0 Mrd Euro die größte Position auf beschränkt abzugsfähige Sonderausgaben im Rahmen der Vorsorgeaufwendungen. Hinzu kommen die Abzüge für Vorsorgeaufwendungen im Rahmen der Vorsorgepauschale in Höhe von 15,7 Mrd Euro, so dass sich die Vorsorgeaufwendungen auf insgesamt rund 92,7 Mrd Euro summierten. Ebenfalls bedeutsam war im Jahr 1998 die steuerliche Förderung des Wohneigentums, welche die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage um etwa 14,8 Mrd Euro verminderte. Hierbei ist allerdings zu berücksichtigen, dass im Jahr 1996 die Wohneigentumsförderung von einer steuerlichen auf eine direkte Förderung über die Eigenheimzulage umgestellt worden ist; daher reduziert sich die einkommensteuerliche Förderung des

Wohneigentums unter anderem über § 10e Einkommensteuergesetz in den Folgejahren deutlich und wird ab dem Jahr 2005 vollständig entfallen. Die als Sonderausgaben abzugsfähige Kirchensteuer betrug rund 8,0 Mrd Euro. Bei einem unterstellten Grenzsteuersatz von 30 vH hätten sich im Jahr 1998 folglich aus dem Abzug der Kirchensteuer als Sonderausgaben Steuermindereinnahmen von rund 2,4 Mrd Euro ergeben. Der Verlustausgleich nach § 10d Einkommensteuergesetz erreichte eine Größenordnung von knapp 6,0 Mrd Euro. Spenden und Beiträge, die nach § 10b Einkommensteuergesetz von der Bemessungsgrundlage abziehbar sind, addierten sich auf einen Betrag von 2,4 Mrd Euro. Der Haushaltsfreibetrag für Alleinstehende verminderte die Summe der Einkünfte um 3,8 Mrd Euro. Die von der Bemessungsgrundlage abziehbaren Steuerberatungskosten betragen etwa 1,7 Mrd Euro. Die Sonderausgaben, welche die Steuerpflichtigen für ihre Ausbildung geltend machten, summierten sich auf insgesamt 2,3 Mrd Euro. Spezielle steuerliche Vergünstigungen für ältere Steuerpflichtige wie der Altersentlastungsbetrag und der Versorgungsfreibetrag für Pensionäre schlugen mit einem Abzug von der einkommensteuerlichen Bemessungsgrundlage in Höhe von 2,1 Mrd Euro beziehungsweise 5,6 Mrd Euro zu Buche.

836. Werden die Steuerpflichtigen ausschließlich nach ihren positiven Einkünften geschichtet, lässt sich untersuchen, inwieweit **negative Einkünfte** die positiven Einkünfte und damit auch die Einkommensteuer mindern. Bei dieser Auswertung für das Jahr 1998 wird das Augenmerk auf die negativen Einkünfte aus Gewerbebetrieb sowie aus Vermietung und Verpachtung gelegt, da diese beiden Einkunftsarten hauptverantwortlich für das Auftreten von negativen Einkünften waren. Der Anteil der Steuerpflichtigen mit negativen Einkünften aus Vermietung und Verpachtung an der Gesamtzahl der Einkommensteuerpflichtigen in einer Einkommensklasse stieg mit zunehmenden positiven Einkünften aus anderen Einkunftsarten (Tabelle 87, Seite 462). Rund die Hälfte der Steuerpflichtigen mit positiven Einkünften von über 250 000 Euro hatte negative Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung. Die negativen Einkünfte aus dieser Einkunftsart stiegen mit zunehmenden positiven Einkünften und betragen in den Einkommensklassen ab einer Summe der positiven Einkünfte von mehr als 500 000 Euro im Durchschnitt zwischen 130 000 Euro und 510 000 Euro. Weniger systematisch waren dagegen die negativen Einkünfte aus Gewerbebetrieb verteilt. Bis zu einer Summe der positiven Einkünfte von 1 Mio nahm der Anteil der Steuerpflichtigen mit negativen Einkünften aus dieser Einkunftsart zwar ebenfalls zu, aber er war deutlich geringer als bei den Einkünften aus Vermietung und Verpachtung. Dennoch hatte rund ein Fünftel der Steuerpflichtigen mit einer positiven Summe der Einkünfte von 250 000 Euro bis unter 1 Mio negative Einkünfte aus einer gewerblichen Tätigkeit. Die durchschnittlichen Verluste aus Gewerbebetrieb waren jedoch deutlich höher als diejenigen, die aus der Einkunftsart Vermietung und Verpachtung resultierten. Der Anteil der Steuerpflichtigen, die negative Einkünfte aus

Tabelle 87

Bedeutung der negativen Einkünfte aus Gewerbebetrieb und aus Vermietung und Verpachtung im Veranlagungsjahr 1998

Summe der positiven Einkünfte	Durchschnittliche Einkünfte eines Steuerpflichtigen			Steuerpflichtige mit negativen Einkünften aus	
	positive Einkünfte	negative Einkünfte aus Gewerbebetrieb	negative Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung	Gewerbebetrieb	Vermietung und Verpachtung
von ... bis unter ... Euro	Euro			Anteil in vH ¹⁾	
0 bis 10 000	4 064	- 11 707	- 5 848	2,4	2,7
10 000 bis 20 000	14 715	- 8 983	- 4 899	2,6	4,0
20 000 bis 30 000	24 370	- 7 185	- 4 970	3,0	6,5
30 000 bis 40 000	33 679	- 6 834	- 5 870	3,5	10,3
40 000 bis 50 000	43 255	- 7 723	- 7 067	3,9	14,2
50 000 bis 75 000	57 410	- 9 860	- 9 246	4,6	20,4
75 000 bis 100 000	79 536	- 19 333	- 13 369	6,2	32,2
100 000 bis 250 000	122 983	- 36 453	- 25 786	12,0	47,5
250 000 bis 500 000	277 644	- 86 069	- 69 282	20,3	57,5
500 000 bis 1 000 000	563 114	- 171 337	- 134 511	20,5	56,3
1 000 000 bis 2 000 000	1 179 554	- 360 020	- 234 858	15,4	53,5
2 000 000 und höher	5 215 477	- 923 133	- 515 169	8,2	55,5

1) An der Gesamtzahl der Einkommensteuerpflichtigen in einer Einkommensklasse.

Gewerbebetrieb geltend machten, sank in den oberen Einkommensklassen jedoch deutlich.

Verteilung der Markteinkommen

837. Die nachfolgende Verteilungsanalyse konzentriert sich ausschließlich auf die positiven Einkünfte der Steuerpflichtigen, weil negative Daten bei der Berechnung von Verteilungskennziffern Probleme verursachen. Da sich die Analyse einerseits auf die Markteinkommen konzentriert und andererseits aus den steuerstatistischen Daten nur ungenaue Angaben zur Haushaltszusammensetzung generiert werden können, muss auf eine in vielen Verteilungsanalysen angewandte Äquivalenzgewichtung verzichtet werden. Hauptaugenmerk wird vielmehr auf die Verteilung der Einkünfte innerhalb der einzelnen Einkunftsarten gelegt.

838. Bei der Betrachtung von Dezilanteilen der einkommensteuerlichen Einkunftsarten sind im Zeitablauf kaum nennenswerte Veränderungen feststellbar (Tabelle 88). Die Dezilanteile zeigen – abgesehen von Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit und sonstigen Einkünften – eine sehr starke Konzentration bei den Einkünften. Bei positiven Einkünften aus Gewerbebetrieb, aus selbständiger Arbeit, aus Kapitalvermögen sowie aus Vermietung und Verpachtung verfügte das 10. Dezil regelmäßig über mehr als die Hälfte der insgesamt für die entsprechende Einkunftsart deklarierten Einkünfte.

Die höchste Konzentration war bei den Einkünften aus Kapitalvermögen zu beobachten; etwa 10 vH der Steuerpflichtigen erhielten hier rund 70 vH der Einkünfte. Betrachtet man die Hälfte der Steuerpflichtigen, wird die starke Konzentration bei Einkünften aus Gewerbebetrieb, aus selbständiger Arbeit, aus Kapitalvermögen sowie aus Vermietung und Verpachtung noch deutlicher: So deklarierten beispielsweise 50 vH der Steuerpflichtigen des Jahres 1998, die Einkünfte aus selbständiger Arbeit hatten, 96,8 vH der gesamten Einkünfte aus dieser Einkunftsart. Demzufolge verfügte die andere Hälfte der Steuerpflichtigen nur über 3,2 vH der Einkünfte aus selbständiger Arbeit; dies impliziert, dass ein Großteil dieser Steuerpflichtigen offenkundig im Rahmen eines Nebenerwerbs selbständig arbeiten. Ein analoges Bild der Verteilung erhält man bei den Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft, aus Gewerbebetrieb, aus Kapitalvermögen sowie aus Vermietung und Verpachtung. Im Bereich der Steuerpflichtigen mit Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft war jedoch die Konzentration der Einkünfte auf das oberste Dezil zumindest zu Beginn der neunziger Jahre weniger stark ausgeprägt: Im Jahr 1992 bezogen 10 vH dieser Gruppe rund 44 vH der jeweiligen Einkünfte. Hier ist allerdings eine deutliche Zunahme der Konzentration feststellbar; im Jahr 1998 entfielen bereits 53,9 vH der Einkünfte auf das oberste Dezil.

Merklich geringer ist dagegen die Konzentration der zahlenmäßig größten Gruppe der Steuerpflichtigen mit

Verteilung innerhalb der steuerlichen Einkunftsarten (Dezilanteile)

vH¹⁾

	Einkünfte ²⁾ aus							Summe der Einkünfte
	Land- und Forstwirtschaft	Gewerbebetrieb	selbständiger Arbeit	nichtselbständiger Arbeit	Kapitalvermögen	Vermietung und Verpachtung	Sonstigen Einkünften	
Veranlagungsjahr 1992								
1. Dezil	0,42	0,11	0,06	0,48	0,10	0,20	1,10	0,53
2. Dezil	0,99	0,45	0,21	2,16	0,33	0,67	2,75	2,10
3. Dezil	1,54	0,99	0,44	4,40	0,65	1,26	4,18	3,93
4. Dezil	2,34	1,77	0,80	6,41	1,09	1,94	5,63	5,68
5. Dezil	3,61	2,81	1,45	8,06	1,74	2,82	7,15	7,16
6. Dezil	5,66	4,09	2,64	9,55	2,68	3,98	8,85	8,53
7. Dezil	8,58	5,72	5,05	11,22	4,06	5,70	10,71	10,12
8. Dezil	13,17	8,26	10,19	13,47	6,45	8,57	12,90	12,28
9. Dezil	19,60	12,90	20,50	16,83	11,62	14,89	15,85	15,58
10. Dezil	44,10	62,90	58,68	27,41	71,28	59,97	30,89	34,10
Veranlagungsjahr 1995								
1. Dezil	0,35	0,11	0,06	0,52	0,16	0,22	1,10	0,59
2. Dezil	0,94	0,47	0,22	2,27	0,51	0,71	2,77	2,15
3. Dezil	1,48	1,08	0,47	4,48	0,92	1,32	4,27	3,94
4. Dezil	2,16	1,94	0,88	6,46	1,44	2,06	5,79	5,74
5. Dezil	3,23	3,04	1,60	8,02	2,11	2,98	7,37	7,22
6. Dezil	4,98	4,42	2,99	9,46	3,03	4,19	9,11	8,60
7. Dezil	7,66	6,20	5,71	11,13	4,39	5,98	11,00	10,24
8. Dezil	12,16	8,74	10,66	13,46	6,64	8,98	13,19	12,50
9. Dezil	19,28	13,45	20,29	16,83	11,42	15,50	16,07	15,87
10. Dezil	47,75	60,56	57,13	27,37	69,38	58,07	29,33	33,17
Veranlagungsjahr 1998								
1. Dezil	0,27	0,08	0,06	0,53	0,15	0,23	1,00	0,58
2. Dezil	0,74	0,37	0,21	2,23	0,48	0,76	2,64	2,09
3. Dezil	1,19	0,88	0,45	4,33	0,86	1,43	4,15	3,77
4. Dezil	1,76	1,64	0,86	6,24	1,33	2,23	5,64	5,43
5. Dezil	2,68	2,59	1,61	7,82	1,94	3,22	7,16	6,86
6. Dezil	4,27	3,76	2,98	9,26	2,79	4,50	8,84	8,20
7. Dezil	6,72	5,29	5,57	10,94	4,03	6,29	10,66	9,79
8. Dezil	10,97	7,42	10,33	13,30	6,10	9,10	12,81	12,03
9. Dezil	17,47	11,46	19,68	16,81	10,58	15,26	15,68	15,45
10. Dezil	53,92	66,52	58,24	28,53	71,74	56,97	31,41	35,79

1) Anteile der Einkünfte des jeweiligen Dezils an den gesamten Einkünften der entsprechenden Einkunftsart. - 2) Bei der Ermittlung der Dezilanteile wurden nur positive Werte berücksichtigt.

Einkünften aus nichtselbständiger Arbeit. Hier bezogen die Steuerpflichtigen des 10. Dezils in den drei betrachteten Jahren 27,4 vH, 27,4 vH und 28,5 vH der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit. Die einkommensstärkere Hälfte der Steuerpflichtigen des Jahres 1998 mit dieser Einkunftsart erzielte 78,8 vH der entsprechenden Einkünfte.

839. Ein Blick auf die durchschnittlichen Einkünfte der jeweiligen Dezile zeigt im 10. Dezil im Jahr 1992 die höchsten durchschnittlichen Einkünfte mit rund 200 000 Euro bei Einkünften aus Gewerbebetrieb und aus selbständiger Arbeit (Tabelle 89, Seite 464). Dies war in ähnlicher Form auch in den Jahren 1995 und 1998 zu sehen, wenngleich im Jahr 1995 die

Tabelle 89

Durchschnittliche Einkünfte in den Dezilen

Euro

	Einkünfte ¹⁾ aus							Summe der Einkünfte
	Land- und Forstwirtschaft	Gewerbebetrieb	selbständiger Arbeit	nichtselbständiger Arbeit	Kapitalvermögen	Vermietung und Verpachtung	Sonstigen Einkünften	
Veranlagungsjahr 1992								
1. Dezil	550	350	200	1 200	50	150	350	1 500
2. Dezil	1 250	1 500	700	5 350	150	450	900	5 950
3. Dezil	2 000	3 200	1 550	10 900	350	800	1 400	11 150
4. Dezil	3 050	5 750	2 750	15 850	550	1 250	1 850	16 100
5. Dezil	4 650	9 150	5 000	19 950	900	1 800	2 350	20 300
6. Dezil	7 300	13 300	9 100	23 600	1 400	2 550	2 900	24 200
7. Dezil	11 050	18 650	17 500	27 750	2 100	3 650	3 500	28 750
8. Dezil	16 900	26 900	35 050	33 300	3 350	5 500	4 250	34 850
9. Dezil	25 250	41 950	70 600	41 600	6 000	9 550	5 200	44 250
10. Dezil	56 700	204 850	202 250	67 750	36 850	38 400	10 150	96 850
Veranlagungsjahr 1995								
1. Dezil	450	350	200	1 400	250	150	400	1 800
2. Dezil	1 250	1 450	750	6 200	700	500	1 100	6 500
3. Dezil	1 950	3 300	1 550	12 250	1 300	950	1 650	12 000
4. Dezil	2 800	5 900	2 950	17 650	2 050	1 500	2 250	17 450
5. Dezil	4 200	9 300	5 350	21 900	3 000	2 150	2 850	21 950
6. Dezil	6 500	13 500	10 000	25 850	4 300	3 000	3 550	26 150
7. Dezil	10 000	18 950	19 100	30 400	6 250	4 300	4 250	31 100
8. Dezil	15 850	26 700	35 650	36 750	9 400	6 500	5 100	38 000
9. Dezil	25 150	41 050	67 850	46 000	16 200	11 200	6 250	48 200
10. Dezil	62 350	184 900	191 050	74 800	98 500	41 900	11 400	100 800
Veranlagungsjahr 1998								
1. Dezil	400	300	200	1 550	250	150	400	1 950
2. Dezil	1 150	1 350	750	6 500	700	550	1 100	7 000
3. Dezil	1 850	3 250	1 600	12 600	1 300	1 050	1 700	12 600
4. Dezil	2 700	6 050	3 050	18 150	2 000	1 650	2 350	18 200
5. Dezil	4 150	9 550	5 700	22 750	2 900	2 400	2 950	22 950
6. Dezil	6 550	13 900	10 550	26 950	4 200	3 350	3 650	27 400
7. Dezil	10 350	19 500	19 700	31 800	6 050	4 700	4 400	32 750
8. Dezil	16 900	27 400	36 550	38 700	9 200	6 800	5 300	40 250
9. Dezil	26 900	42 300	69 600	48 900	15 950	11 350	6 450	51 700
10. Dezil	83 000	245 550	205 950	83 000	107 950	42 400	12 950	119 750

1) Bei der Ermittlung der durchschnittlichen Einkünfte in den Dezilen wurden nur positive Werte berücksichtigt; Ergebnisse auf volle 50 Euro gerundet.

durchschnittlichen Einkünfte der beiden obersten Dezile in diesen Einkunftsarten – vermutlich bedingt durch die Rezession des Jahres 1993 – etwas geringer waren als im Jahr 1992. Bei den durchschnittlichen Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft war ein Rückgang fast über das gesamte Einkommensspektrum zu beobachten, während aber die durchschnittlichen Einkünfte im obersten Dezil hier einen deutlichen Zuwachs verzeichnen konnten. Vom Jahr 1995 bis zum Jahr 1998 nahmen die Mittelwerte in den einzelnen Dezilen bei den Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft und aus Gewerbebetrieb im oberen Einkommensbereich tendenziell zu, während sie im unteren Einkommenssegment abnahmen. Im Bereich der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit war – jeweils verglichen mit dem vorangegangenen Beobachtungszeitraum – in allen Dezilen eine Zunahme der durchschnittlichen Einkünfte festzustellen. Dabei war hier die Verteilung deutlich gleichmäßiger als bei den Gewinneinkommen. Bei Einkünften aus Kapitalvermögen war infolge der starken Erhöhung des Sparerfreibetrags und der dadurch bedingten Verminderung der Zahl der Steuerpflichtigen ein erheblicher Anstieg der durchschnittlichen Einkünfte im Jahr 1995 gegenüber dem Jahr 1992 über alle Dezile erkennbar. Im Jahr 1998 nahmen die durchschnittlichen Einkünfte aus Kapitalvermögen gegenüber dem Jahr 1995 im obersten Dezil zu. Alle anderen Dezile wiesen stagnierende oder sinkende durchschnittliche Einkünfte auf. Darin spiegelt sich der deutliche Rückgang der durchschnittlichen Zinsen wider.

840. Verteilungssituationen werden häufig mit Hilfe des Gini-Koeffizienten analysiert, der die Verteilung in einer zwischen null (vollständiger Gleichverteilung) und annähernd eins (vollständiger Ungleichverteilung) normierten Kennziffer ausschließlich mit Blick auf eine monetäre Größe zusammenfasst. Die Gini-Koeffizienten der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit nahmen im Zeitverlauf geringfügig zu (Tabelle 90). Eine leichte Verminderung der Disparität war bei den Einkünften aus Vermietung und Verpachtung zu beobachten. Insbesondere bei Einkünften aus Land- und Forstwirtschaft gab es – wie es auch schon die Entwicklung der Dezilanteile nahe legt – eine profilierte Zunahme der Ungleichverteilung. Bei Einkünften aus Kapitalvermögen war die Konzentration in dieser Gruppe der Steuerpflichtigen – gemessen am Gini-Koeffizienten – in allen drei untersuchten Jahren am stärksten ausgeprägt. Insgesamt nahm die Ungleichverteilung zwischen den Jahren 1992 und 1995 geringfügig ab und stieg anschließend wieder leicht an. Vergleicht man die hier ermittelten Gini-Koeffizienten mit denen der letzten Verteilungsanalyse des Sachverständigenrates auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels, ergibt sich ein ähnlicher Befund: eine tendenzielle Zunahme der Ungleichverteilung im Verlauf der neunziger Jahre, die jedoch in der hier vorgestellten Untersuchung etwas weniger markant ausfällt. Die Gini-Koeffizienten auf der Basis der Einkommensteuerstatistik fallen allerdings etwas höher aus als diejenigen, die auf der Grundlage von Daten des Sozio-oekonomischen Panels ermittelt wurden. Ein wesentlicher Grund hierfür ist die vollständige Berücksichtigung von

Gini-Koeffizienten der einzelnen Einkunftsarten¹⁾

Einkünfte aus	1992	1995	1998
Land- und Forstwirtschaft	0,619	0,646	0,692
Gewerbebetrieb	0,740	0,724	0,766
selbständiger Arbeit	0,755	0,743	0,748
nichtselbständiger Arbeit	0,414	0,412	0,423
Kapitalvermögen	0,804	0,781	0,797
Vermietung und Verpachtung	0,715	0,703	0,691
Sonstigen Einkünften	0,432	0,420	0,438
Summe der Einkünfte	0,468	0,461	0,482

1) Bei der Ermittlung des Gini-Koeffizienten wurden nur positive Werte berücksichtigt.

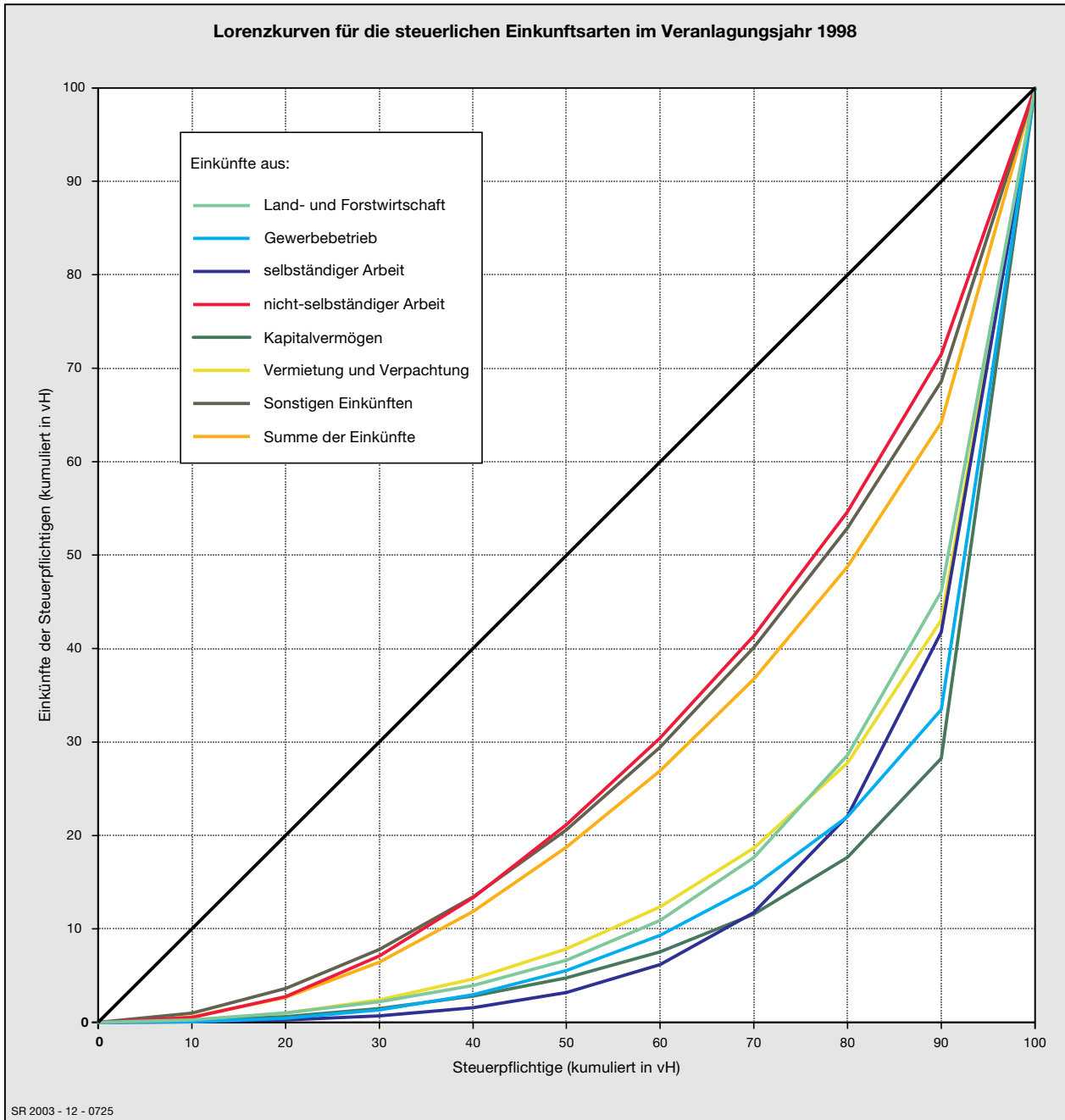
sehr hohen Einkommen im Rahmen der einkommensteuerlichen Daten.

841. Problematisch am Gini-Koeffizienten ist die mangelnde Eindeutigkeit, da er für unterschiedliche Verteilungen einen identischen Wert annehmen kann. Daher wird hier beispielhaft mit den Daten aus der Stichprobe des Jahres 1998 die Verteilungssituation anhand der jeweiligen Lorenzkurven illustriert werden (Schaubild 81, Seite 466). Auffallend ist, dass sich die Lorenzkurven einzelner Einkunftsarten teilweise schneiden. Die Lorenzkurve der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit wies – verglichen mit den anderen Einkunftsarten – auf eine gleichmäßigere Einkommensverteilung hin, wenn gleich bei dieser Einkunftsart 50 vH der Steuerpflichtigen über lediglich 20 vH der Einkünfte verfügten. Diese Einkunftsart ist dominierend unter den sieben Einkunftsarten, sie vermag die starke Ungleichverteilung, die teilweise in den anderen Einkunftsarten vorherrscht, dahingehend zu nivellieren, dass die Lorenzkurve der Summe der Einkünfte in Richtung einer gleichmäßigeren Verteilung verschoben wird.

Verteilung der Einkommensteuerschuld

842. Für die Analyse der Einkommensteuerschuldverteilung werden zunächst die Dezilanteile und die entsprechenden Gini-Koeffizienten betrachtet. Um auch die Wirkung des Steuertarifs mit Blick auf seine Progressivität darzustellen, werden die Daten in einem zweiten Schritt nach der Summe der Einkünfte geschichtet und die Anteile der Steuerschuld in den jeweiligen Einkommensklassen betrachtet. Ausgehend von der Verteilung des zu versteuernden Einkommens wird bereits die Progressivität des Einkommensteuertarifs grundsätzlich deutlich: 20 vH der Steuerpflichtigen, für die rund 1 vH des zu versteuernden Einkommens nachgewiesen wurde, zahlten keine Einkommensteuer. Verfügte dagegen das 10. Dezil über einen Anteil an zu versteuernden Einkommen von 37,3 vH und 37,9 vH in den Jahren 1992 und 1998, so zahlten die Steuerpflichtigen im 10. Dezil der Verteilung der festgesetzten Einkommensteuer in

Schaubild 81



diesen Jahren 52,5 vH und 54,1 vH der Einkommensteuerschuld (Tabelle 91). Bei einem Vergleich der Dezile des zu versteuernden Einkommens mit denen der Einkommensteuerschuld ist zu beachten, dass zwar die Zahl der Steuerpflichtigen in den jeweiligen Dezilen übereinstimmen muss, aber nicht unbedingt dieselben Steuerpflichtigen in den Dezilen gleicher Ordnung sein müssen. Für das Jahr 1995 ergab sich für das 10. Dezil ein etwas niedrigerer Anteil an zu versteuernden Einkommen, was sich auch im 10. Dezil der Einkommensteuer-

verteilung in einem etwas geringeren Anteil an der Einkommensteuerschuld niederschlug. Mit Blick auf die Entwicklung der Dezilanteile der Einkommensteuerschuld wird anschaulich, dass die deutliche Erhöhung des Grundfreibetrags im Einkommensteuertarif in den Jahren 1995 und 1996 tendenziell zu einer Entlastung der Steuerpflichtigen in den unteren Dezilen geführt hat. Für die Jahre 1992 und 1995 lässt sich keine Aussage ableiten, ob die Einkommensteuer „gleicher“ oder „ungleicher“ verteilt war, da sich die Lorenzkurven die-

**Dezilanteile und Gini-Koeffizienten für das zu versteuernde Einkommen
und für die Einkommensteuerschuld**

	Zu versteuerndes Einkommen ¹⁾			Einkommensteuerschuld ¹⁾		
	1992	1995	1998	1992	1995	1998
	vH					
1. Dezil	0,03	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00
2. Dezil	1,11	1,11	0,97	0,03	0,00	0,00
3. Dezil	2,75	2,74	2,74	0,86	0,43	0,12
4. Dezil	4,73	4,72	4,69	2,44	2,36	1,52
5. Dezil	6,58	6,66	6,47	4,21	4,43	3,57
6. Dezil	8,28	8,44	8,12	6,05	6,46	5,69
7. Dezil	10,12	10,38	10,00	8,06	8,66	8,00
8. Dezil	12,57	13,01	12,60	10,68	11,58	11,02
9. Dezil	16,46	17,02	16,49	15,13	16,34	15,96
10. Dezil	37,36	35,90	37,93	52,53	49,74	54,13
Gini-Koeffizienten	0,527	0,519	0,534	0,676	0,664	0,705

1) Bei der Ermittlung der Dezile und des Gini-Koeffizienten wurden nur positive Werte berücksichtigt.

ser beiden Verteilungen schneiden. Es ist jedoch belegbar, dass im Jahr 1998 die Einkommensteuerverteilung „ungleicher“ wurde, da sich die Lorenzkurve der Verteilung der Einkommensteuerschuld nicht mit denen der Vorjahre schneidet und der Gini-Koeffizient angestiegen ist.

843. Abschließend werden das zu versteuernde Einkommen und die Einkommensteuerschuld im Jahr 1998, geschichtet nach der Summe der Einkünfte, betrachtet. Wenn man die Differenz zwischen der Summe der Einkünfte und dem zu versteuernden Einkommen bildet, erfasst man die Abzüge von der Bemessungsgrundlage, die hauptsächlich aus dem Sonderausgabenabzug resultieren. Die entsprechenden Beträge stiegen je Steuerpflichtigen mit zunehmender Summe der Einkünfte an. Bezieht man diese Abzüge allerdings auf die durchschnittliche Summe der Einkünfte in den jeweiligen Einkommensklassen, war mit zunehmender Summe der Einkünfte ein fallender Anteil von Abzügen beobachtbar. In der ersten Einkommensklasse mit einer Summe der Einkünfte bis unter 10 000 Euro betrug der durchschnittliche Anteil der Abzugsbeträge an der Summe der Einkünfte 56,2 vH, während dieser Anteil 6,0 vH in der nach oben offenen Einkommensklasse ausmachte.

Der durchschnittliche Steuersatz, bezogen auf das zu versteuernde Einkommen, stieg stetig bis zu einer Höhe der Summe der Einkünfte von einer Million an (Tabelle 92, Seite 468). Dies ist ein Beleg dafür, dass das Einkommensteuersystem prinzipiell zwar progressiv ausgestaltet

ist, aber aufgrund des in den oberen Einkommensklassen sinkenden Durchschnittssteuersatzes nicht über die gesamte Einkommensskala progressiv ist. Steuerpflichtige, deren Summe der Einkünfte über einer Million lag, verzeichneten einen leicht sinkenden durchschnittlichen Steuersatz. Zudem müsste sich mit sehr hohem Einkommen der Durchschnittssteuersatz an den Spitzensteuersatz des Einkommensteuertarifs von damals 53 vH annähern. Hier klaffte jedoch eine Lücke von über 14 Prozentpunkten. Dies ist ein deutliches Indiz dafür, dass speziell Steuerpflichtige mit einem sehr hohen Einkommen ihre Steuerschuld durch Steuerermäßigungen zum Beispiel nach den §§ 32c, 34c und 34g Einkommensteuergesetz (Tarifbegrenzung bei gewerblichen Einkünften, Steuerermäßigung bei ausländischen Einkünften und Zuwendungen an politische Parteien und an unabhängige Wählervereinigungen) reduzieren konnten. In den zahlenmäßig stark besetzten Einkommensklassen von 20 000 Euro bis unter 75 000 Euro – dieser Einkommensbereich umfasste 55,6 vH der Steuerpflichtigen – fiel mit 55,3 vH auch ein Großteil der festgesetzten Einkommensteuer an. Nichtsdestotrotz zahlten die Steuerpflichtigen mit einer Summe der Einkünfte von mehr als 250 000 Euro, ihr Anteil an der Gesamtzahl der Steuerpflichtigen betrug 0,37 vH, rund 18,3 vH der festgesetzten Einkommensteuer, obgleich ihr Anteil an der gesamten Summe der Einkünfte nur knapp 9 vH ausmachte. Gerade die Ergebnisse für die obersten Einkommensklassen können als äußerst zuverlässig bezeichnet werden, da es sich in diesem Fall faktisch um keine Stichprobe, sondern um eine Vollerhebung handelt.

Tabelle 92

Zu versteuerndes Einkommen und Einkommensteuerschuld geschichtet nach der Summe der Einkünfte im Veranlagungsjahr 1998¹⁾

Summe der Einkünfte	Steuerpflichtige		Summe der Einkünfte		Zu versteuerndes Einkommen		Festgesetzte Einkommensteuerschuld		Nachrichtlich: Durchschnittlicher Steuersatz ²⁾
	von ... bis unter... Euro	gewichtet ³⁾	ungewichtet ⁴⁾	Mrd Euro	vH	Mrd Euro	vH	Mrd Euro	vH
0 10 000	5 927 921	592 793	26,92	3,0	11,79	1,6	0,20	0,1	4,9
10 000 20 000	5 225 600	522 560	79,35	8,7	55,23	7,4	5,54	3,2	11,0
20 000 30 000	6 249 960	624 996	155,67	17,1	122,45	16,3	18,95	11,1	15,0
30 000 40 000	4 104 700	410 470	141,87	15,6	117,32	15,6	21,55	12,6	17,7
40 000 50 000	2 593 690	259 369	115,69	12,7	98,51	13,1	20,21	11,8	19,9
50 000 75 000	2 772 700	277 270	165,63	18,2	144,42	19,3	33,70	19,8	22,6
75 000 100 000	757 620	75 762	64,47	7,1	56,40	7,5	15,57	9,1	26,6
100 000 250 000	557 950	55 804	77,12	8,5	68,21	9,1	23,73	13,9	32,5
250 000 500 000	69 490	65 674	23,34	2,6	21,34	2,8	8,99	5,3	40,1
500 000 1 000 000	21 809	21 800	14,81	1,6	13,69	1,8	5,79	3,4	41,9
1 000 000 2 000 000	7 965	7 947	10,90	1,2	10,06	1,3	4,16	2,4	41,4
2 000 000 und höher	5 760	5 751	32,53	3,6	30,60	4,1	12,23	7,2	38,8

1) Ohne Verlustfälle. - 2) Durchschnitt der individuell festgesetzten Einkommensteuer bezogen auf das individuell zu versteuernde Einkommen. - 3) Hochgerechnete Stichprobenergebnisse. - 4) Nicht hochgerechnete Stichprobenergebnisse.

Verteilung der Einkommensteuerschuld im Bundesländervergleich

844. Im Hinblick auf die Struktur der Einkünfte waren im Jahr 1998 deutliche Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern feststellbar. So betrug zum Beispiel in Hamburg der Anteil der positiven Einkünfte aus Gewerbebetrieb an der Summe der positiven Einkünfte 15,8 vH, in Sachsen-Anhalt dagegen nur 6,2 vH (Tabelle 93). In den drei Stadtstaaten war der Anteil der Einkünfte aus selbständiger Arbeit durchgängig höher als in den Flächenländern, was darauf schließen lässt, dass Freiberufler überproportional in Städten ansässig waren. Auffällig war darüber hinaus, dass in den neuen Bundesländern der Anteil der Einkünfte aus nichtselbständiger Arbeit an der positiven Summe der Einkünfte stärker ausgeprägt war. Damit korrespondierend waren die Anteile der Einkünfte aus Gewerbebetrieb und aus selbständiger Arbeit in Ostdeutschland vielfach erheblich niedriger als in Westdeutschland. Hier spiegelt sich insbesondere der geringere Anteil von Selbständigen und Gewerbetreibenden in diesen Bundesländern wider. Auch bei den Einkünften aus Kapitalvermögen sowie aus Vermietung und Verpachtung war in den neuen Bundesländern ein deutlich geringerer Anteil dieser Einkünfte an der Summe der positiven Einkünfte zu beobachten. Bemerkenswert ist ferner, dass – verglichen mit den anderen Bundesländern – der Anteil der Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft in Schleswig-Holstein am höchsten war. In anderen großen Flächenländern, wie beispielsweise Baden-Württemberg, war die Bedeutung

dieser Einkunftsart wesentlich geringer, da diese Länder über bedeutendere Industrien und über größere Agglomerationsräume verfügten.

845. Um schließlich einen Anhaltspunkt dafür zu bekommen, inwieweit der Datenbestand der Lohn- und Einkommensteuerstatistik die gesamte Bevölkerung repräsentiert, wird in der nachfolgenden Analyse der Einkommensverteilung im Ländervergleich nicht mehr allein auf die Steuerpflichtigen abgestellt. Es werden vielmehr auch die mit den Steuerpflichtigen in Zusammenhang zu bringenden Personen dargestellt, das heißt, im Falle einer Zusammenveranlagung wird der Ehegatte einschließlich eventuell vorhandener Kinder miteinbezogen. Dadurch wird der Steuerpflichtige als Haushalt verstanden.

Der Anteil der mit dem Datenbestand erfassten Personen schwankt stark im Ländervergleich. Hierin spiegeln sich die divergierenden wirtschaftlichen Verhältnisse in den einzelnen Ländern wider, die sich in Bezug auf den Erfassungsgrad in der unterschiedlich hohen Zahl von Transferempfängern ausdrücken. So war beispielsweise im Jahr 1998 der höchste Erfassungsgrad mit 81,7 vH in Bayern und der niedrigste mit 59,4 vH in Bremen zu beobachten (Tabelle 94, Seite 470). Bezogen auf die Gesamtbevölkerung des jeweiligen Bundeslands kamen in Hamburg auf 100 000 Einwohner knapp 100 Personen, die in Haushalten von Einkommensmillionären lebten. In Nordrhein-Westfalen war dieser Anteil lediglich halb so hoch. In Ostdeutschland war durchweg ein erheblich

Struktur der steuerlichen Einkünfte nach Bundesländern im Veranlagungsjahr 1998

vH

	Schles- wig- Hol- stein	Ham- burg	Nieder- sachsen	Bremen	Nord- rhein- West- falen	Hessen	Rhein- land- Pfalz	Baden- Würt- tem- berg
Anteil der positiven Einkünfte aus								
Land- und Forstwirtschaft	2,1	0,2	1,7	0,5	0,6	0,6	1,3	0,8
Gewerbebetrieb	11,8	15,8	10,6	13,2	11,6	9,5	9,6	12,3
selbständiger Arbeit	5,2	7,5	4,8	6,1	5,1	5,4	4,6	5,1
nichtselbständiger Arbeit	74,8	66,8	77,1	72,8	76,3	77,9	79,0	75,5
Kapitalvermögen	2,4	5,1	2,2	3,1	2,5	2,7	2,0	2,8
Vermietung und Verpachtung	1,9	2,6	3,3	2,0	2,2	2,0	1,8	1,9
Sonstigen Einkünften	1,9	2,1	0,3	2,2	1,7	1,8	1,6	1,7

	Bayern	Saar- land	Berlin	Bran- den- burg	Meck- lenburg- Vorpom- mern	Sachsen	Sach- sen- Anhalt	Thü- ringen
Anteil der positiven Einkünfte aus								
Land- und Forstwirtschaft	1,2	0,3	0,0	0,3	0,8	0,2	0,6	0,2
Gewerbebetrieb	12,0	9,3	8,9	6,8	8,3	6,6	6,2	6,9
selbständiger Arbeit	5,6	4,8	7,2	4,6	4,7	4,6	4,3	4,4
nichtselbständiger Arbeit	74,9	80,7	77,0	85,5	83,5	85,8	86,2	85,9
Kapitalvermögen	2,7	1,7	3,2	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4
Vermietung und Verpachtung	1,9	1,7	1,6	0,5	0,5	0,5	0,6	0,5
Sonstigen Einkünften	1,7	1,5	2,0	1,6	1,6	1,8	1,7	1,7

geringerer Anteil an Einkommensmillionären zu verzeichnen. Bezogen auf 100 000 Einwohner lebten in Brandenburg (möglicherweise aufgrund der Nähe zu Berlin) und Mecklenburg-Vorpommern rund fünf Personen, in den anderen neuen Bundesländern jedoch stets weniger als drei Personen in Haushalten von Einkommensmillionären.

Bemerkenswert sind auch die Unterschiede in den Anteilen der Personen, die sich in Haushalten befanden, deren Summe der Einkünfte geringer als 30 000 Euro war. Dieser Anteil lag in allen neuen Bundesländern bei über 43 vH. Von den westdeutschen Bundesländern hatte lediglich Bayern eine diesbezügliche Quote von über 40 vH zu verzeichnen. Dies ist ein Indiz dafür, dass es auch in Bayern strukturschwächere Gebiete gab, in denen viele Steuerpflichtige mit niedrigeren Einkommen wohnten. Umgekehrt war der Anteil der Personen an der Gesamtbevölkerung, die in Haushalten mit einer Summe der Einkünfte von mehr als 100 000 Euro lebten, gerade in Bayern vergleichsweise hoch; er lag nach Hessen und Hamburg an dritter Stelle, gefolgt von Baden-Württemberg.

Fazit

846. Diese Analyse zur Einkommensverteilung zeigt, dass in Deutschland eine deutliche Disparität der Markteinkommen vorliegt, die sich zudem im Hinblick auf die steuerlichen Einkunftsarten stark unterscheidet. Des Weiteren führte die einkommensteuerrechtliche Behandlung von Einkünften aus Vermietung und Verpachtung in den neunziger Jahren dazu, dass per saldo die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage durch diese Einkunftsart nicht erweitert, sondern massiv reduziert worden ist. Im deutschen Einkommensteuerrecht bestand und besteht noch heute eine Reihe von quantitativ bedeutsamen Abzugsmöglichkeiten, die die Bemessungsgrundlage in einer nicht unbeträchtlichen Größenordnung vermindert. Hinsichtlich der Verteilung der Einkommensteuerlast war bis zu einer Einkommensgrenze von 1 Mio Euro eine deutliche Progression des Einkommensteuersystems feststellbar, aber über diese Einkommensgrenze hinaus wirkte das Einkommensteuerrecht leicht regressiv. Nichtsdestotrotz zahlten 10 vH der Steuerpflichtigen, die einen Anteil am Einkommen

Analysen zu ausgewählten Themen

Tabelle 94

Verteilung der Steuerpflichtigen nach Einkommensklassen und Bundesländern im Veranlagungsjahr 1998

Summe der Einkünfte von ... bis unter ... Euro	Schleswig-Holstein			Hamburg			Niedersachsen			Bremen		
	Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾	
	Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾	
Verlustfälle ³⁾	12,8	26,0	0,9	8,7	15,3	0,9	30,9	63,5	0,8	2,4	4,6	0,7
0 10 000	176,5	254,2	9,2	135,0	186,1	10,9	583,2	858,0	10,9	45,0	65,1	9,7
10 000 20 000	180,0	301,3	10,9	105,1	169,3	9,9	492,5	860,4	11,0	37,0	60,9	9,1
20 000 30 000	224,6	463,9	16,8	117,5	212,9	12,5	617,1	1 328,1	16,9	41,9	82,1	12,2
30 000 40 000	140,5	343,6	12,4	86,2	175,7	10,3	404,2	1 029,6	13,1	29,9	67,3	10,0
40 000 50 000	92,1	247,4	9,0	55,2	125,1	7,4	253,8	705,4	9,0	17,7	43,2	6,4
50 000 75 000	99,8	282,9	10,2	61,8	152,3	9,0	261,4	750,5	9,6	18,1	47,3	7,1
75 000 100 000	28,8	83,1	3,0	20,1	51,4	3,0	68,9	203,3	2,6	5,3	14,7	2,2
100 000 500 000	24,2	71,2	2,6	20,5	54,5	3,2	55,6	164,8	2,1	4,5	12,3	1,8
500 000 1 000 000	0,8	2,0	0,1	0,9	2,3	0,1	1,9	5,1	0,1	0,2	0,5	0,1
1 000 000 und höher	0,5	1,3	0,0	0,7	1,7	0,1	1,2	3,0	0,0	0,2	0,4	0,1
Insgesamt	980,5	2 076,8	75,2	611,7	1 146,6	67,4	2 770,6	5 971,6	76,0	202,0	398,4	59,4

Summe der Einkünfte von ... bis unter ... Euro	Nordrhein-Westfalen			Hessen			Rheinland-Pfalz			Baden Württemberg		
	Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾	
	Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾	
Verlustfälle ³⁾	63,7	126,1	0,7	30,7	60,3	1,0	15,9	31,9	0,8	53,8	106,2	1,0
0 10 000	1 190,1	1 727,3	9,6	426,6	625,3	10,4	287,1	418,7	10,4	799,8	1 124,4	10,8
10 000 20 000	1 013,5	1 748,4	9,7	357,1	616,9	10,2	246,0	426,8	10,6	586,9	1 003,3	9,6
20 000 30 000	1 444,9	3 045,1	16,9	461,5	935,7	15,5	325,8	692,6	17,2	791,1	1 615,3	15,5
30 000 40 000	954,5	2 343,3	13,0	330,3	776,5	12,9	217,3	552,8	13,8	579,2	1 435,0	13,8
40 000 50 000	597,8	1 592,9	8,9	211,9	546,7	9,1	134,8	373,1	9,3	381,9	1 053,0	10,1
50 000 75 000	658,1	1 827,2	10,2	240,5	654,5	10,9	140,3	399,3	9,9	433,3	1 240,3	11,9
75 000 100 000	185,1	528,4	2,9	73,2	205,3	3,4	36,5	106,2	2,6	113,6	329,5	3,2
100 000 500 000	157,7	451,8	2,5	63,7	180,8	3,0	29,3	86,2	2,1	93,0	269,1	2,6
500 000 1 000 000	5,8	15,3	0,1	2,0	5,5	0,1	0,8	2,3	0,1	3,7	9,5	0,1
1 000 000 und höher	3,7	9,2	0,1	1,1	2,9	0,0	0,5	1,2	0,0	2,4	5,9	0,1
Insgesamt	6 274,8	13 415,1	74,6	2 198,7	4 610,5	76,4	1 434,2	3 091,1	76,9	3 838,5	8 191,6	78,7

Summe der Einkünfte von ... bis unter ... Euro	Bayern			Saarland			Berlin			Brandenburg		
	Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾	
	Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾	
Verlustfälle ³⁾	69,8	139,0	1,2	3,2	6,4	0,6	18,9	34,9	1,0	11,5	24,4	0,9
0 10 000	880,6	1 261,5	10,5	54,7	80,7	7,5	219,8	327,2	9,6	193,9	319,5	12,4
10 000 20 000	834,2	1 418,9	11,8	59,4	100,5	9,3	196,6	344,7	10,1	201,5	410,5	15,9
20 000 30 000	1 075,9	2 210,2	18,3	82,3	174,2	16,2	211,2	408,9	12,0	162,4	404,3	15,7
30 000 40 000	683,0	1 683,4	13,9	54,2	137,1	12,7	142,8	315,8	9,2	95,0	271,5	10,5
40 000 50 000	430,6	1 155,1	9,6	31,5	86,5	8,0	93,2	232,1	6,8	61,5	188,6	7,3
50 000 75 000	457,4	1 274,3	10,6	29,7	83,0	7,7	108,4	293,8	8,6	60,6	186,2	7,2
75 000 100 000	129,6	373,4	3,1	7,2	20,6	1,9	31,3	86,8	2,5	14,3	44,3	1,7
100 000 500 000	113,3	327,8	2,7	5,8	16,8	1,6	21,9	59,0	1,7	9,0	26,9	1,0
500 000 1 000 000	4,3	11,6	0,1	0,2	0,5	0,1	0,7	1,7	0,0	0,1	0,4	0,0
1 000 000 und höher	2,8	7,2	0,1	0,2	0,4	0,0	0,4	1,0	0,0	0,1	0,1	0,0
Insgesamt	4 681,4	9 862,3	81,7	328,4	706,7	65,6	1 045,1	2 105,7	61,7	809,9	1 876,7	72,7

Summe der Einkünfte von ... bis unter ... Euro	Mecklenburg-Vorpommern			Sachsen			Sachsen-Anhalt			Thüringen		
	Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾		Steuer- pflichtige	Personen ¹⁾	
	Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾		Tausend	vH ²⁾	
Verlustfälle ³⁾	7,5	15,9	0,9	26,2	54,0	1,2	10,1	20,5	0,8	11,9	24,3	1,0
0 10 000	142,2	232,9	12,9	378,7	600,3	13,3	210,5	344,5	12,8	204,2	327,7	13,3
10 000 20 000	137,3	289,5	16,1	369,0	756,8	16,8	201,2	412,7	15,3	208,6	426,9	17,3
20 000 30 000	104,3	273,6	15,2	274,5	694,7	15,4	158,0	399,7	14,9	157,0	403,9	16,3
30 000 40 000	60,4	177,6	9,9	150,0	425,5	9,4	89,0	256,6	9,5	88,2	256,9	10,4
40 000 50 000	37,4	116,6	6,5	90,0	270,5	6,0	54,4	164,8	6,1	50,0	153,5	6,2
50 000 75 000	33,8	107,0	5,9	80,5	245,2	5,4	47,1	143,8	5,3	41,8	130,6	5,3
75 000 100 000	7,6	24,1	1,3	18,1	55,4	1,2	9,8	30,0	1,1	8,5	26,8	1,1
100 000 500 000	5,0	15,4	0,9	11,6	34,6	0,8	6,7	20,6	0,8	5,7	18,1	0,7
500 000 1 000 000	0,1	0,2	0,0	0,2	0,5	0,0	0,1	0,2	0,0	0,1	0,2	0,0
1 000 000 und höher	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0
Insgesamt	535,6	1 252,8	69,5	1 398,8	3 137,4	69,6	786,8	1 793,3	66,7	776,1	1 769,1	71,6

1) Anzahl der im Datenbestand befindlichen Personen einschließlich Kindern gemäß der Definition des Einkommensteuergesetzes. - 2) Anteil der im Datenbestand enthaltenen Personen an der Wohnbevölkerung. - 3) Verlustfälle liegen vor, wenn die Summe der Einkünfte negativ sind.

von 35 vH hatten, über 50 vH des gesamten Einkommensteueraufkommens.

Das Hauptaugenmerk dieser Untersuchung liegt auf der Verteilung der Markteinkommen. In einer umfassenderen Analyse wäre zu berücksichtigen, dass ein Großteil des Steueraufkommens wieder als Transfers an die Bevölkerung und dort häufig an untere Einkommensgruppen zurückfließt. Angaben über Transferempfänger sind allerdings nicht in der Datenbasis enthalten, so dass hier keine Aussage über die gleichmäßigere sekundäre Einkommensverteilung abgeleitet werden kann.

Literatur

Grohmann, H. (1985) *Vom theoretischen Konstrukt zum statistischen Begriff – Das Adäquationsproblem*, Allgemeines Statistisches Archiv, 1 – 15.

Krug, W., M. Nourney, und J. Schmidt (2001) *Wirtschafts- und Sozialstatistik – Gewinnung von Daten*, 6. Auflage, München.

Zwick, M. (1998) *Einzeldatenmaterial und Stichproben innerhalb der Steuerstatistik*, Wirtschaft und Statistik, Heft 7, 566 – 573.