

ANALYSEN ZU AUSGEWÄHLTEN THEMEN

I. Konjunkturübertragung von den Vereinigten Staaten auf Deutschland

458. Die derzeitige konjunkturelle Schwäche in Deutschland wird vielfach auf die wirtschaftliche Abkühlung in den Vereinigten Staaten zurückgeführt. Ein Blick auf die Output-Lücken Deutschlands und der Vereinigten Staaten lässt auf einen Konjunkturzusammenhang zwischen beiden Ländern im Großteil des hier betrachteten Zeitraums schließen (Schaubild 45). Im Folgenden wird dieser Zusammenhang detaillierter analysiert, und zwar unter zwei Aspekten: dem der allgemeinen konjunkturellen Schwankungen in einem längeren Zeitraum und dem von spezifischen Schocks am aktuellen Rand.

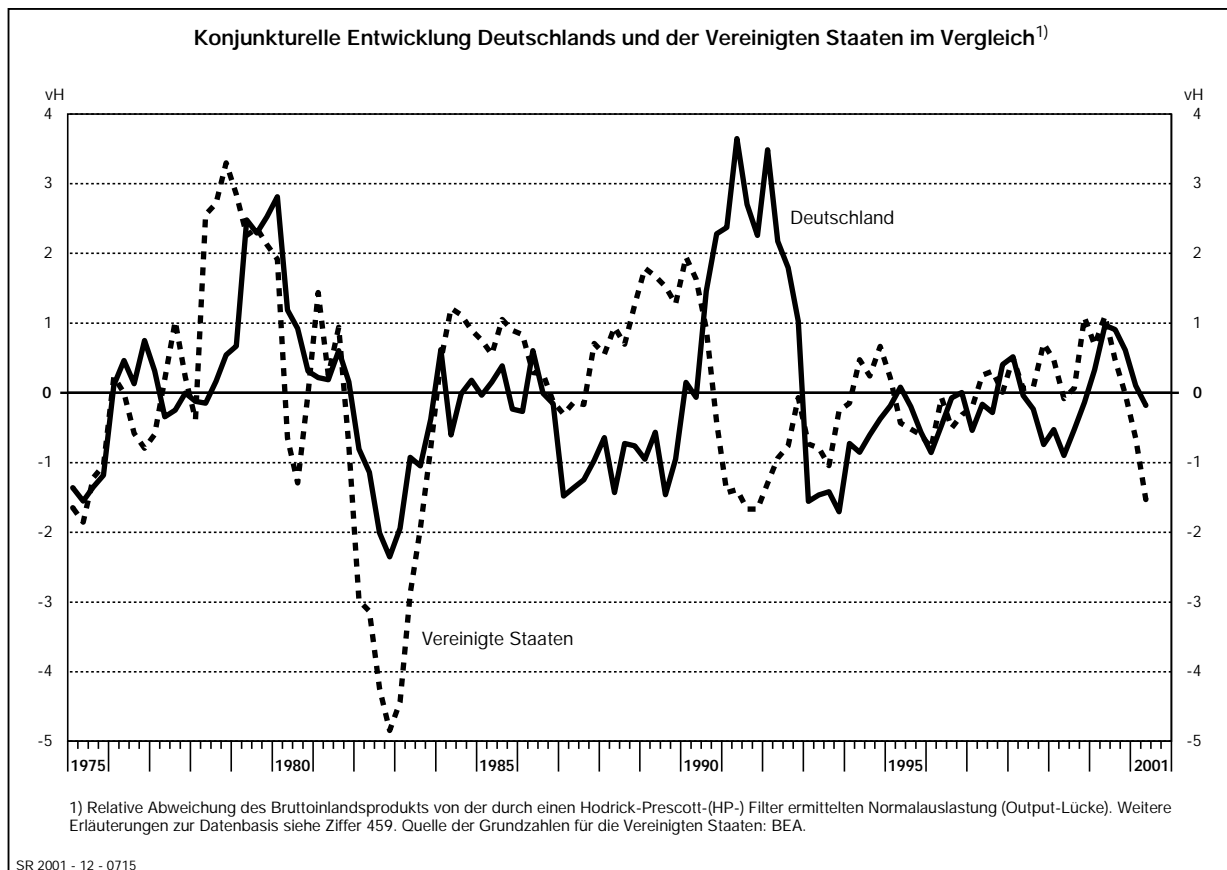
Zunächst wird die Übertragung konjunktureller Impulse aus den Vereinigten Staaten seit Mitte der siebziger Jahre untersucht. Dabei werden drei Hypothesen überprüft: Erstens, die Transmission konjunktureller Impulse habe sich im Zeitverlauf geändert; zweitens,

Deutschland sei von negativen konjunkturellen Veränderungen in den Vereinigten Staaten stärker betroffen als von positiven; drittens, die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland werde stärker von der US-amerikanischen Konjunktur beeinflusst als die der übrigen Länder des Euro-Raums. Hierzu werden vektorautoregressive (VAR-) Modelle in Anlehnung an Canova und Marrinan (1998) geschätzt.

Sodann sollen die Besonderheiten und das Ausmaß der derzeit wirkenden außenwirtschaftlichen Einflüsse aus den Vereinigten Staaten abgeschätzt werden. Hierzu werden Simulationen mittels des makroökonomischen Mehrländermodells der Deutschen Bundesbank (2000) vorgenommen^{*)}. Zum einen wird eine vorübergehende Abschwächung des Konsums und der Investitionen simuliert, zum anderen eine dauerhafte Verringerung der Investitionsdynamik. Dies kann die

^{*)} Die Ergebnisse spiegeln nicht zwangsläufig die Auffassung der Deutschen Bundesbank wider.

Schaubild 45



Auswirkungen der Kursrückgänge an den Aktienmärkten beziehungsweise eine Verlangsamung des technologischen Fortschritts im Computer produzierenden Bereich widerspiegeln (Ziffer 48). Neben diesen beobachteten Impulsen soll auf das potentielle Risiko einer abrupten Abwertung des US-Dollar eingegangen werden. Darüber hinaus erlaubt dieses Vorgehen, die Bedeutung einzelner Transmissionskanäle abzuschätzen. Ähnlichen Fragestellungen mit vergleichbarer Methodik gehen der Internationale Währungsfonds (2001a) und die Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (2001a) nach.

Abschätzung der Konjunkturübertragung mit Hilfe von VAR-Modellen

Ausgangsmodell

459. Die Konjunktur wird hier erfasst als Abweichung der gesamtwirtschaftlichen Produktion von ihrem Trend. Zugrunde liegen saisonbereinigte Quartalswerte für das deutsche und das US-amerikanische Bruttoinlandsprodukt. Für Deutschland werden die Daten Westdeutschlands mit denen Gesamtdeutschlands verkettet, indem die gesamtdeutschen Werte mit den westdeutschen Zuwachsraten ab dem Jahre 1993 rückwärts fortgeschrieben werden; auf diese Weise sollen anfängliche Schwierigkeiten in der Statistik für Ostdeutschland vermieden werden. Die Reihen werden logarithmiert und mit Hilfe des Hodrick-Prescott (HP-) Filters trendbereinigt; der Glättungsparameter wird auf 1 600 festgesetzt. Die Abweichungen vom HP-Trend können als Output-Lücke oder konjunkturelle Komponente des Bruttoinlandsprodukts bezeichnet werden.

Man kann dem Randwertproblem des HP-Filters dadurch begegnen, dass man für die Quartale nach dem Ende der Untersuchungsperiode Prognosewerte einsetzt (JG 98 Ziffer 267). Da sich alle hier betrachteten Länder am aktuellen Rand der Untersuchung an der in etwa gleichen Stelle des Konjunkturzyklus befinden und da im Mittelpunkt des Interesses nicht die Größe der Output-Lücke, sondern das Verhältnis der Konjunkturverläufe zueinander steht, wurde darauf aber verzichtet.

Der Untersuchungszeitraum reicht vom ersten Quartal 1975 bis zum zweiten Quartal 2001. Der Anfangszeitpunkt bietet den Vorteil, dass mögliche Verzerrungen im Konjunkturzusammenhang durch den Übergang zum System flexibler Wechselkurse im Jahre 1973 vermieden werden. Des Weiteren wurden in Deutschland im Jahre 1974 bedeutende Kapitalimportkontrollen beseitigt, nachdem in den Vereinigten Staaten die letzten Kapitalverkehrskontrollen im Jahre 1973 abgeschafft worden waren. Für die Wahl des Anfangszeitpunkts spricht zudem, dass unmittelbare Sondereinflüsse durch den ersten Ölpreisschock 1973/1974 ausgeschlossen werden. Mögliche Verzerrungen des Konjunkturzusammenhangs aufgrund anderer besonders ausgeprägter Ölpreisbewegungen werden später aufgefangen, indem

entsprechende Variablen in das Modell einbezogen werden.

460. Der Zusammenhang zwischen den Output-Lücken der Vereinigten Staaten und Deutschlands wird zunächst mit einem VAR-Modell untersucht. Mit einem solchen können mehrere Gleichungen simultan geschätzt werden; sämtliche endogenen Variablen werden dabei durch eigene Vergangenheitswerte und die der anderen endogenen Variablen erklärt. Zusätzlich können exogene Größen in die Schätzgleichungen eingehen.

$$X_t = v + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_q X_{t-q} + BZ_t + \varepsilon_t,$$

$$X_t = \begin{pmatrix} yus_t^G \\ yd_t^G \end{pmatrix}.$$

X_t ist der Vektor der endogenen Variablen yus_t^G , die die US-amerikanische Output-Lücke bezeichnet, und yd_t^G , die der deutschen Output-Lücke entspricht. Z_t ist der Vektor exogener Variablen, v steht für das Absolutglied, A_j (mit $j = 1, \dots, q$) und B bezeichnen die Parameter des Modells, dabei ist q die Anzahl der hinzugenommenen Verzögerungen (Lagordnung), und ε_t entspricht dem Fehlerterm.

461. In das Ausgangsmodell werden als exogene Variablen zwei Dummy-Variablen einbezogen. Diese berücksichtigen eine mögliche Überlagerung des Konjunkturzusammenhangs durch die wirtschaftlichen Anpassungen im Gefolge der deutschen Vereinigung. Die erste Dummy-Variable nimmt zwischen dem ersten Quartal 1991 und dem vierten Quartal 1992 den Wert eins an und ist sonst gleich null. Die zweite ist im ersten Vierteljahr 1993 gleich eins und ansonsten gleich null. Die erste Dummy-Variable fängt auf, dass Deutschland sich Anfang der neunziger Jahre durch die Vereinigung noch in einer Expansionsphase befand, während die übrigen Industrieländer bereits in eine Rezession geraten waren. Mit der zweiten Dummy-Variablen wird dem Ende des Vereinigungsbooms Rechnung getragen.

Andere Studien, die die internationale Konjunkturübertragung auf Deutschland – zumeist mit Korrelationsanalysen – untersuchen, berücksichtigen häufig diesen Sondereffekt nicht explizit (Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute, 2001b; Internationaler Währungsfonds, 2001b). Dies ist aber dann problematisch, wenn, wie hier, Aufschluss über die Übertragung der aktuellen US-amerikanischen Konjunkturschwäche gewonnen werden soll.

462. Die endogenen Variablen sind – und dies ist bei HP-gefilterten Daten nicht verwunderlich – stationär, das heißt, sie folgen keinem stochastischen Trend (Tabelle 45). Die optimale Lagordnung für das zu schätzende VAR-Modell wird mittels der üblichen Informationskriterien bestimmt; diese berücksichtigen, dass einerseits durch jede hinzugenommene Verzögerung ein zusätzlicher Anteil der Varianz der endogenen Va-

Tests auf Stationarität der Output-Lücken

Variable	Test	Null-hypothese	Regressoren	\hat{k} bzw. l	Test-statistik	Kritische Werte		
						1 %	5 %	10 %
Output-Lücke Deutschlands	ADF	I(1)	K	0	- 3,04*	- 3,49	- 2,89	- 2,58
	PP	I(1)	K	4	- 3,42*	- 3,49	- 2,89	- 2,58
Output-Lücke der Vereinigten Staaten	ADF	I(1)	K	1	- 3,53**	- 3,49	- 2,89	- 2,58
	PP	I(1)	K	4	- 3,28*	- 3,49	- 2,89	- 2,58

*, ** zeigen Signifikanz auf dem 5 %- beziehungsweise dem 1 %-Niveau an. K bezeichnet die Konstante; \hat{k} ist die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen beim ADF-Test, l der lag truncation parameter beim PP-Test.

riablen erklärt wird, andererseits aber Freiheitsgrade verloren gehen. Die Kriterien legen insgesamt eine Berücksichtigung von einer Verzögerung nahe (Tabelle 46). Die Schätzung ergibt, dass die deutsche

Tabelle 46

Optimale Lagordnung¹⁾

Lag	Akaike-Kriterium	Bayes-Kriterium	Hannan-Quinn-Kriterium
0	-1,227	-1,216	-1,222
1	-1,445	-1,424	-1,437
2	-1,445	-1,413	-1,432
3	-1,439	-1,397	-1,422
4	-1,444	-1,391	-1,423
5	-1,442	-1,379	-1,417
6	-1,446	-1,372	-1,416
7	-1,443	-1,358	-1,409
8	-1,438	-1,343	-1,400

¹⁾ Der kleinste Wert des jeweiligen Kriteriums ist hervorgehoben.

Konjunktur signifikant von der verzögerten US-amerikanischen Konjunktur beeinflusst wird.

Um die Reaktionen der deutschen Output-Lücke und der US-amerikanischen Output-Lücke auf konjunkturelle Schwankungen in den Vereinigten Staaten darzustellen, werden Impulsantwortfolgen berechnet. Diese zeigen auf, wie die jeweilige endogene Variable des Systems auf eine Innovation in ihrem eigenen Zeitreihenprozess beziehungsweise in dem der anderen Variablen im Zeitablauf reagiert.

Zur Identifikation der Schocks wird eine einfache und verbreitete Methode, die Choleski-Zerlegung, gewählt. Dabei wird unterstellt, dass die deutsche Output-Lücke gleichzeitig von der US-amerikanischen Output-Lücke beeinflusst wird, nicht aber umgekehrt. Diese Annahme ist ökonomisch plausibel. Und selbst wenn die Choleski-Ordnung umgekehrt wird, ergibt sich annähernd die gleiche Reaktion der deutschen

Output-Lücke auf einen Schock der US-amerikanischen; die Impulsantwortfolge, die die Reaktion der US-amerikanischen Output-Lücke auf eine Innovation in der deutschen Output-Lücke zeigt, ist in beiden Fällen insignifikant.

Das bereinigte Bestimmtheitsmaß beträgt für die US-amerikanische Output-Lücke 0,75 und für die deutsche 0,77. Die Residuen erfüllen im Wesentlichen die Eigenschaften weißen Rauschens. Die Eigenschaften verbessern sich weiter, wenn die Lagordnung erhöht wird. Die Schätzergebnisse stellen sich als robust gegenüber der Wahl der Lagordnung heraus. Es treten leichte Probleme mit Leptokurtosis in den Residuen der Gleichung für die US-amerikanische Output-Lücke auf. Um diesem Problem Rechnung zu tragen, werden hier die Konfidenzbänder für die Impulsantwortfolgen zusätzlich mit einem Bootstrap-Verfahren ermittelt. Da dieses Verfahren die Verteilung der Impulsantwortfolgen aus der empirischen Verteilung der Residuen und nicht aus einer unterstellten Normalverteilung ermittelt, ist es im Allgemeinen robust gegenüber kurtotischen Verteilungen. Die Ergebnisse bezüglich der Signifikanz der Impulsantwortfolgen unterscheiden sich nicht. Von daher werden in der Folge lediglich die Konfidenzbänder, die auf der asymptotischen Normalverteilung der Impulsantwortfolgen basieren, abgebildet.

Im dem hier verwendeten VAR-Modell werden nur die verzögerten US-amerikanischen und deutschen Output-Lücken zur Erklärung herangezogen. Damit werden alle Einflüsse auf die endogenen Variablen in zwei Variablen zusammengefasst. Eine Ausdifferenzierung der Effekte auf mehrere Variablen könnte die Ergebnisse bezüglich der spezifischen Reaktion der deutschen Output-Lücke auf eine Veränderung der US-amerikanischen Output-Lücke und umgekehrt beeinflussen.

– Bezieht man aber zusätzlich etwa die Output-Lücke des Euro-Raums ohne Deutschland in das Ausgangsmodell ein oder wird bei der Schätzung diverser, in der Folge dargestellter Modellvarianten die jeweilige Konjunktur verschiedener europäischer Länder explizit berücksichtigt, verschlechtern sich die Residueneigenschaften. Zudem verändern sich die Ergebnisse nicht nennenswert, wenn

sich in der Regel auch die bereinigten Bestimmtheitsmaße erhöhen.

- Eine darüber hinausgehende fehlende Ausdifferenzierung würde sich zudem üblicherweise in den Residuen niederschlagen. Unsere Ergebnisse bezüglich der Residueneigenschaften bestätigen nicht, dass dieser Effekt existieren könnte.

463. In dem Ausgangsmodell ist eine Veränderung der Abweichung des US-amerikanischen Bruttoinlandsprodukts von seinem Trend in der ersten Periode für die Dauer von knapp zwei Jahren in den Vereinigten Staaten signifikant wirksam (Schaubild 46). Der Effekt ist dort zum Zeitpunkt des Auftretens des Impulses am größten und vermindert sich danach stetig. Eine Veränderung der konjunkturellen Komponente des US-amerikanischen Bruttoinlandsprodukts um 1 vH bewirkt eine gleichgerichtete kontemporäre Änderung der konjunkturellen Komponente des deutschen Bruttoinlandsprodukts um $\frac{1}{3}$ vH. Der Effekt auf die deutsche Output-Lücke steigt bis auf knapp $\frac{1}{3}$ vH nach drei Quartalen an und verringert sich danach kontinuierlich, bis er nach rund zwei Jahren insignifikant wird. Dieses Resultat wird durch die Ergebnisse von Canova und Marrinan (1998) unterstrichen.

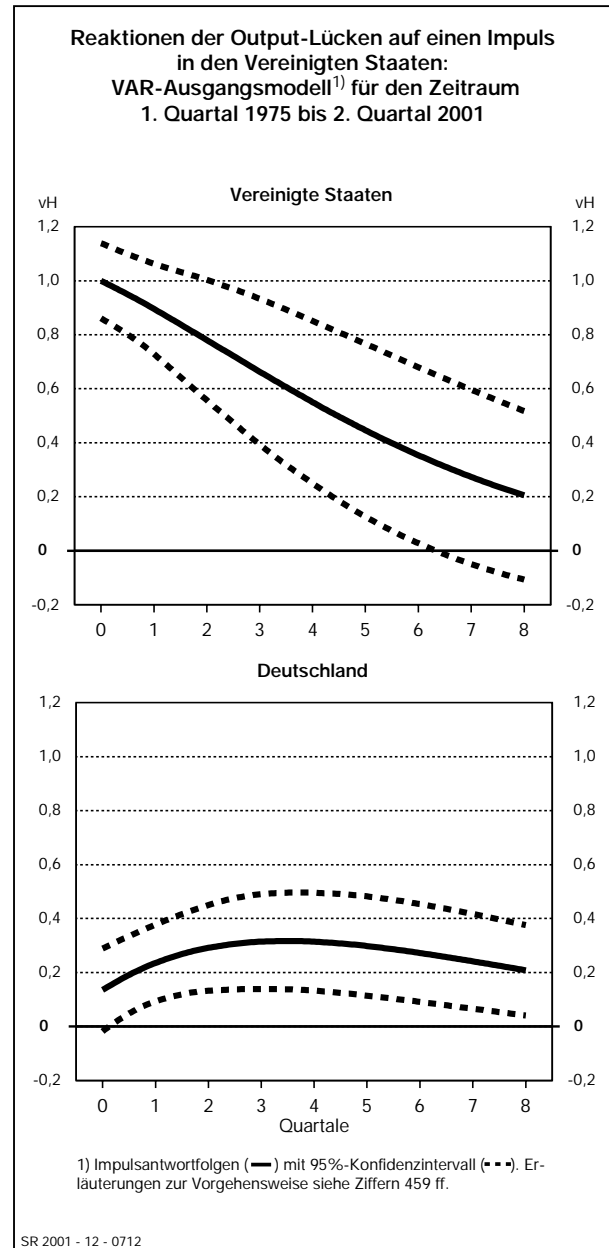
Für das Ergebnis, wonach Innovationen in der US-amerikanischen Output-Lücke gleichzeitig auf die deutsche Output-Lücke wirken, gibt es unterschiedliche Interpretationen. Werden Impulse beispielsweise sehr schnell international übertragen und Daten nur in geringer Frequenz verwendet, so kann sich dies als gleichzeitige Korrelation der Variablen niederschlagen. Vorstellbar ist auch, dass Impulse, welche ihren Ursprung allein in den Vereinigten Staaten haben, die US-amerikanische Output-Lücke und die deutsche Output-Lücke mit in etwa der gleichen Verzögerung treffen. Hinter gleichzeitigen internationalen Korrelationen können sich aber auch globale Impulse verbergen, die beide Volkswirtschaften zur etwa gleichen Zeit treffen; Beispiele hierfür sind Ölpreisschocks und international koordinierte wirtschaftspolitische Maßnahmen.

Der zuletzt angeführte Faktor ist empirisch schwer zu erfassen. Um globale Impulse von solchen Impulsen zu trennen, die ihren Ursprung ausschließlich in den Vereinigten Staaten haben, wurde deshalb lediglich versucht, die Effekte von Ölpreisveränderungen angemessen zu berücksichtigen. Allerdings wurden nicht die Veränderungen der Ölpreise, sondern die der Nettoimportwerte von Öl der Vereinigten Staaten und Deutschlands als exogene Variablen in das Modell einbezogen, um der veränderten Erdölabhängigkeit der Länder über die Zeit Rechnung zu tragen. Die Ergebnisse in Bezug auf die konjunkturelle Übertragung ändern sich hierdurch nicht. Daher werden die Nettoimportwerte von Öl letztlich nicht in das Ausgangsmodell einbezogen.

Unterschiedliche Untersuchungszeiträume

464. Es gibt gute Gründe für die Vermutung, dass sich die internationale Transmission konjunktureller Im-

Schaubild 46



pulse im Zeitverlauf geändert hat. Die gestiegene Verflechtung über den Außenhandel und über die Finanzmärkte im Zuge der fortgeschrittenen Liberalisierung sowie ein höherer Grad an Transparenz durch die Verbreitung der Informations- und Kommunikationstechnologien dürften die Konjunkturübertragung verstärkt haben. Insbesondere die beiden letzten Faktoren könnten zusammen mit der größeren Bedeutung der Aktien als Finanzierungsquelle für Unternehmen und zur Vermögensbildung für private Haushalte dazu geführt haben, dass sich die Veränderungen heute schneller übertragen als noch vor einigen Jahren. Schließlich könnte der intensiverte Wettbewerb auf den Güter- und Faktormärkten eine Abnahme der nominalen Rigi-

ditäten bewirkt haben, was die Persistenz realwirtschaftlicher Veränderungen verringert.

465. Zwecks Überprüfung dieser Hypothese wurden VAR-Modelle getrennt für den Zeitraum vom ersten Quartal 1983 bis zum zweiten Quartal 1990 und für den vom zweiten Quartal 1993 bis zum zweiten Quartal 2001 geschätzt.

Diese Vergleichszeiträume wurden gewählt, weil sie in etwa gleich lang sind und weil es sich bei ihnen um ähnliche Phasen im US-Konjunkturzyklus handelt. Der erste Zeitraum deckt sich mit der vorletzten Expansionsphase der Vereinigten Staaten, gemäß der Abgrenzung des US-amerikanischen National Bureau of Economic Analysis. Der letzte US-amerikanische Aufschwung begann zwar bereits im zweiten Quartal 1991. Der Anfangszeitpunkt für die zweite Periode wurde aber etwas später festgesetzt, damit auf die Dummy-Variablen für die deutsche Vereinigung verzichtet werden kann. Dieses Vorgehen ist zwar insofern problematisch, als keine vollständigen Konjunkturzyklen betrachtet werden: So kann es insbesondere dann zu Verzerrungen im gemessenen Konjunkturzusammenhang kommen, wenn sich die konjunkturelle Transmission in Expansionsphasen von der in Rezessionsphasen unterscheidet. Allerdings deckt sich der Abschwung der Vereinigten Staaten zu Beginn der neunziger Jahre zeitlich teilweise mit der deutschen Vereinigung, was ebenfalls zu einer Verzerrung im gemessenen Konjunkturzusammenhang führen dürfte.

Ferner ist bei einem Vergleich zwischen den beiden Zeiträumen zu berücksichtigen, dass die neunziger Jahre sowohl für Deutschland als auch für die Vereinigten Staaten nicht dem üblichen Muster entsprechen: Die deutsche Konjunktur war auch im weiteren Verlauf der Dekade von den Folgen der Vereinigung betroffen, und in den Vereinigten Staaten war der Zeitraum durch einen Anstieg im Trend der Produktivitätsentwicklung gekennzeichnet.

Im Ergebnis scheint sich der Konjunkturzusammenhang im Zeitverlauf verstärkt zu haben. Während sich für die achtziger Jahre keine signifikante Konjunkturübertragung von der US-amerikanischen auf die deutsche Konjunktur ausmachen lässt, kann für die neunziger Jahre ein enger Konjunkturzusammenhang konstatiert werden (Schaubild 47, Seite 256). Zudem scheint sich die Persistenz der Veränderung der Output-Lücke der Vereinigten Staaten und der Deutschlands verringert zu haben. Ob sich die Geschwindigkeit der Impulsübertragung erhöht hat, lässt sich hieraus nicht ableiten. Allerdings sind die Ergebnisse nicht nur aufgrund der geschilderten Abgrenzungsschwierigkeiten und Besonderheiten der neunziger Jahre mit Vorsicht zu interpretieren: Die Unterschiede in den Impulsantwortfolgen der deutschen Output-Lücke für die beiden Zeiträume sind nicht signifikant. Die bereinigten Bestimmtheitsmaße für die Output-Lücken der Vereinigten Staaten beziehungsweise Deutschlands betragen für das Modell der achtziger Jahre 0,90 beziehungsweise 0,32 und für das der neunziger Jahre 0,41 beziehungsweise

0,72. Die Residuen weisen für beide Zeiträume jeweils die Eigenschaften weißen Rauschens auf.

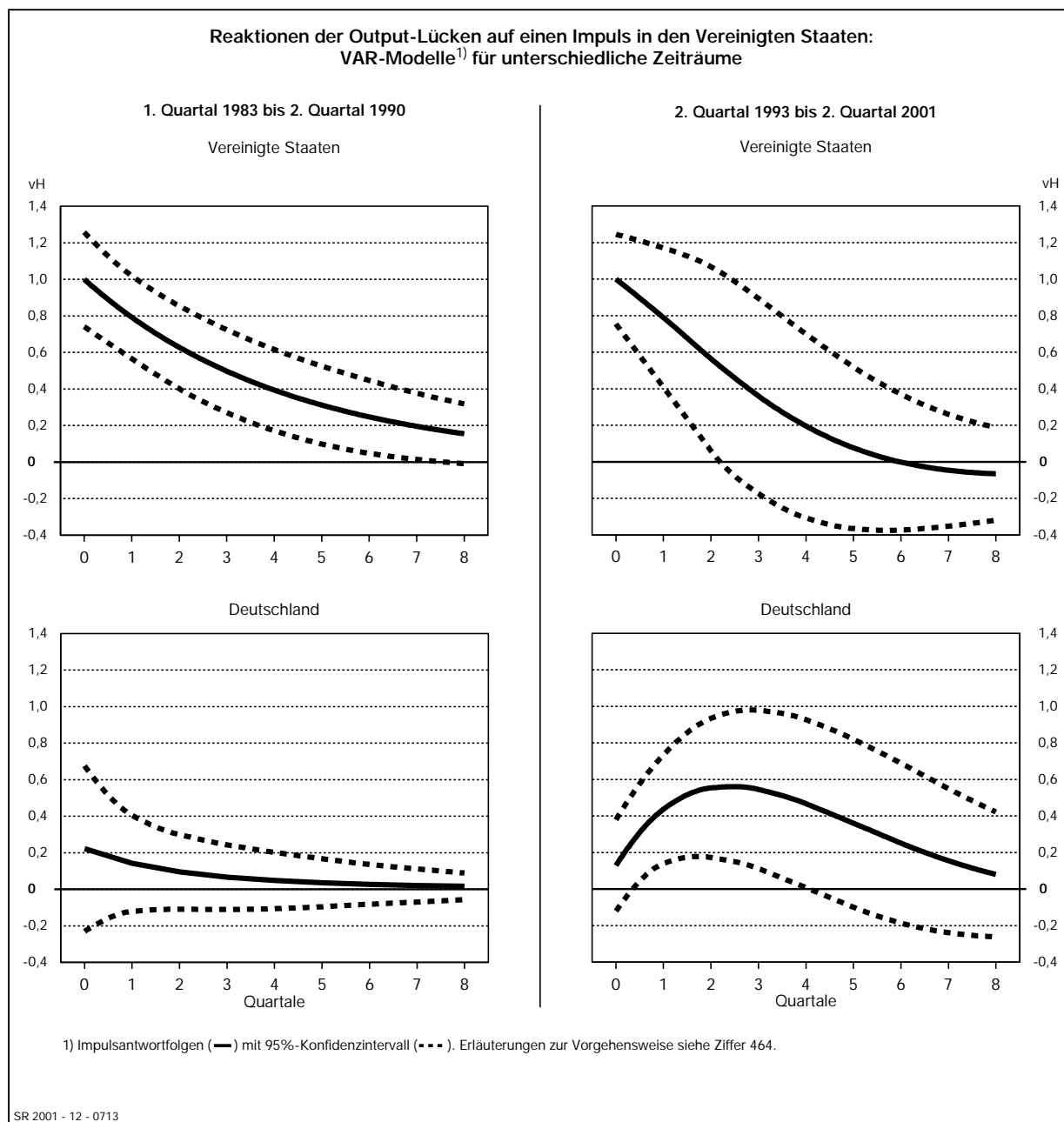
Positive und negative Veränderungen der Output-Lücke

466. Verschiedene Gründe sprechen dafür, dass sich die Transmission positiver von der negativer konjunktureller Veränderungen unterscheidet (Peersman und Smets, 2001; Ball und Mankiw, 1994). Einige dieser Überlegungen basieren auf einer kurzfristigen aggregierten Angebotskurve, die bei höheren Mengen steiler ist als bei niedrigeren. Wenn die Nachfrage zunimmt, verändern sich demnach die Preise in größerem und die Mengen in geringerem Ausmaß als im Fall einer sinkenden Nachfrage. Hierfür sind im Wesentlichen verantwortlich: erstens, Schwierigkeiten der Unternehmen, ihre Kapazitäten zu erweitern; zweitens, Löhne, die nach unten rigider sind als nach oben; drittens, Menükosten. Außerdem spielen für die Unterschiede bezüglich der Schocktransmission Informationsasymmetrien zwischen Kreditgebern und Kreditnehmern eine Rolle.

Die hinter den drei genannten Begründungen für die konvexe Form der kurzfristigen aggregierten Angebotskurve stehenden ökonomischen Argumente lauten in Kurzfassung:

- *Nimmt die Nachfrage zu und stoßen mehr und mehr Unternehmen infolgedessen an ihre Kapazitätsgrenze, wird es gesamtwirtschaftlich schwieriger, die Produktion kurzfristig zu steigern; dann erhöht sich insoweit die Sensitivität der Preise gegenüber Nachfrageveränderungen.*
- *Steigt die Output-Lücke, kommt es aus den oben genannten Gründen zu inflationärem Druck, der lohnteigernd wirken kann. Eine sinkende Output-Lücke hingegen mindert den Preissteigerungsdruck; wenn die Löhne nach unten rigider als nach oben sind, wenn sie folglich nicht entsprechend angepasst werden und wenn es von daher nicht zu einer Entlastung auf der Kostenseite der Unternehmen kommt, dann passen diese ihre Mengen stärker an als im Fall einer gestiegenen Output-Lücke.*
- *In einem Umfeld, in dem erstens für einzelne Unternehmen Preisänderungen mit Kosten – Menükosten – verbunden sind, sodass diese nur vorgenommen werden, wenn die Opportunitätskosten bei Nicht-Anpassung der Preise die Menükosten übersteigen, und in dem zweitens das allgemeine Preisniveau steigt, haben positive und negative Impulse asymmetrische Wirkungen auf die Preise und Mengen. Wünschen die Unternehmen niedrigere relative Preise, ist es wenig wahrscheinlich, dass sie die eigenen Preise reduzieren, vielmehr vollzieht sich eine Anpassung passiv über den Anstieg des allgemeinen Preisniveaus. Wird eine Erhöhung der relativen Preise gewünscht, vergrößert die allgemeine Inflation die Lücke zwischen gewünschtem und tatsächlichem relativen Preisniveau; dadurch nimmt*

Schaubild 47



die Wahrscheinlichkeit zu, dass die Menükosten kleiner als die Opportunitätskosten bei Nichtanpassung der Preise sind, sodass die Preise eher angepasst werden. Die Preise sind demnach nach unten rigider als nach oben. Eine Nachfrageminderung beeinflusst deshalb die Produktion stärker als eine Nachfrageerhöhung.

Ein weiteres (theoretisches) Argument findet sich in Kosten, die sich aus Informationsasymmetrien zwischen Kreditgebern und Kreditnehmern ergeben. Solche Asymmetrien werden in einer Prämie für Fremdfinanzierung reflektiert, und diese sinkt, wenn sich das

Nettovermögen der Unternehmen erhöht, denn dann können sich die Unternehmen zunehmend aus Eigenmitteln finanzieren. Verringert sich das Nettovermögen der Unternehmen hingegen, sind diese stärker auf Fremdkapital angewiesen, und die Finanzierungskosten steigen. Dies belastet die Unternehmen zusätzlich. Sämtliche Argumente erklären zudem, warum eine expansive Geldpolitik geringere realwirtschaftliche Effekte erzielen kann als eine restriktive (Ziffern 53 und 343).

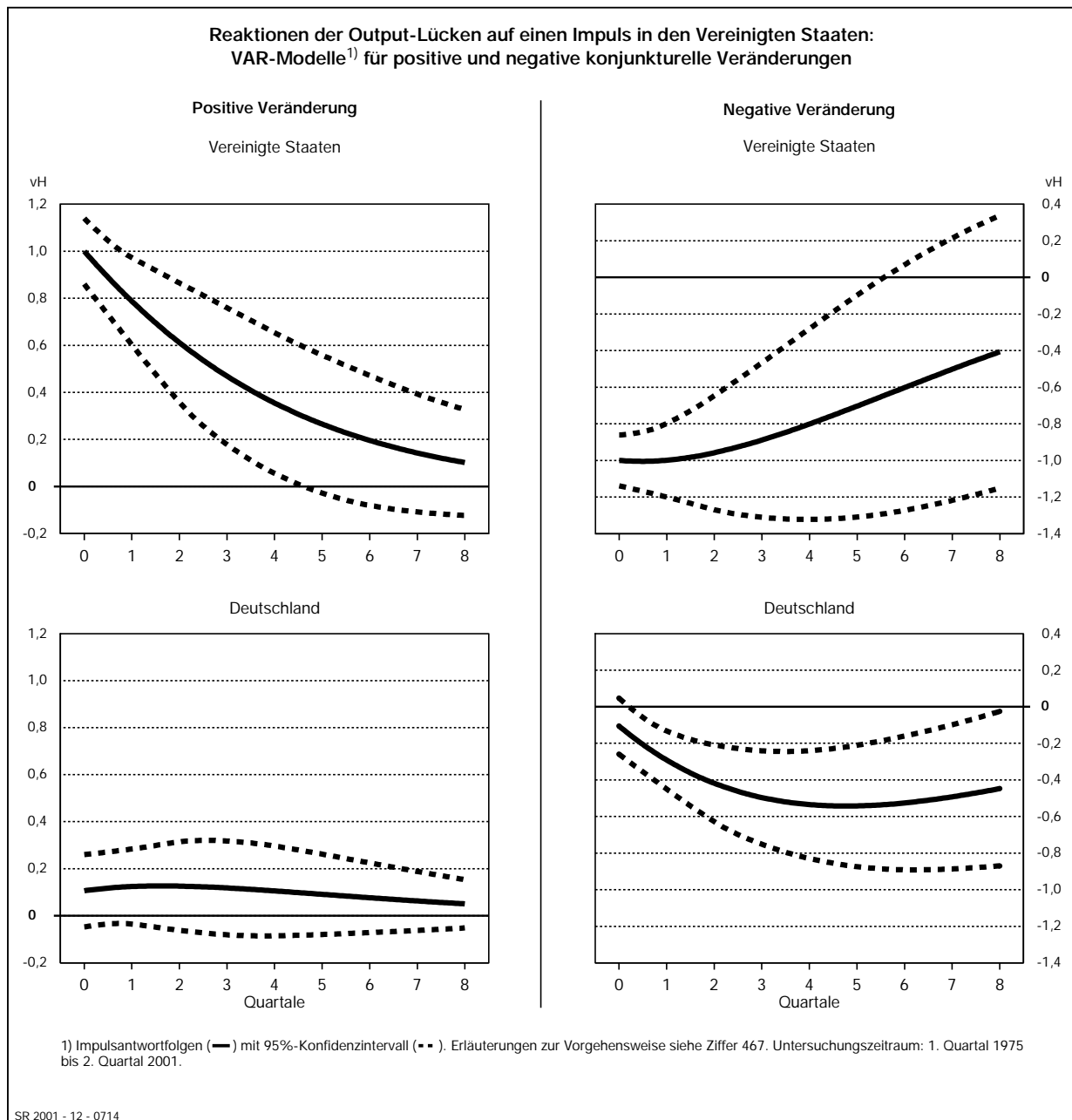
467. Um zu prüfen, ob sich ein Anstieg der US-amerikanischen Output-Lücke anders als eine Reduktion

überträgt, wird in das Ausgangsmodell zunächst eine weitere Variable einbezogen, und zwar die US-amerikanische Output-Lücke multipliziert mit einer Dummy-Variablen, die den Wert eins annimmt, wenn die US-amerikanische Output-Lücke gegenüber der Vorperiode gesunken ist (negative konjunkturelle Veränderung), und den Wert null, wenn die US-amerikanische Output-Lücke gestiegen ist (positive konjunkturelle Veränderung). Diese Variable geht mit den gleichen Verzögerungen wie die endogenen Variablen in das Modell ein; dies erleichtert die Interpretation der Ergebnisse. Der Koeffizient der endogenen Verzögerungen der US-amerikanischen Output-Lücke entspricht der Elastizität der Output-Lücke, sofern diese

gegenüber der Vorperiode gestiegen ist. Um die Elastizität der gegenüber der Vorperiode gesunkenen Output-Lücke zu ermitteln, wird anschließend eine weitere entsprechende Schätzung vorgenommen, bei der die Dummy-Variable gleich null ist, wenn sich die Output-Lücke der Vereinigten Staaten verringert hat, und ansonsten gleich eins.

Die Ergebnisse unterscheiden sich für beide Regimes und Länder deutlich (Schaubild 48). Die Dummy-Variablen sind jeweils signifikant. Während sich positive Impulse kaum und zudem nicht signifikant übertragen, beeinflussen negative konjunkturelle Veränderungen die deutsche Konjunktur merklich und

Schaubild 48



halten verhältnismäßig lange an. Die bereinigten Bestimmtheitsmaße für die US-amerikanische und die deutsche Output-Lücke belaufen sich in den Modellen auf 0,76 beziehungsweise 0,78. Allerdings haben die Residuen bei einer Lagordnung von eins, wie es die Informationskriterien nahe legen, nicht alle Eigenschaften weißen Rauschens. Nimmt man weitere Verzögerungen hinzu, löst sich dieses Problem, die Ergebnisse hinsichtlich der Impulsantwortfolgen bleiben aber von der Wahl der Lagordnung unbeeinflusst.

Vergleich der Transmission auf Deutschland mit der auf den übrigen Euro-Raum

468. Um eine Aussage darüber zu treffen, ob Deutschland, wie häufig vermutet, stärker von einer konjunkturellen Eintrübung in den Vereinigten Staaten betroffen ist als seine europäischen Nachbarn, bietet es sich an, entsprechende VAR-Schätzungen für den Euro-Raum (ohne Deutschland) als Ganzes vorzunehmen. Die VAR-Modelle werden für den Zeitraum vom ersten Quartal 1980, dem ersten verfügbaren Datenpunkt für den Euro-Raum, bis zum zweiten Quartal 2001 geschätzt. Zur besseren Vergleichbarkeit wird auch für Deutschland eine auf diesen Zeitraum bezogene Schätzung vorgenommen; die Ergebnisse unterscheiden sich aber nicht nennenswert von denen für die Periode ab dem Jahre 1975. Als Resultat kann keine signifikante Wirkung der US-amerikanischen Output-Lücke auf die des Euro-Raums festgestellt werden (Schaubild 49). Die Residuen sind – wie auch bei den nachfolgenden Schätzungen für den Euro-Raum – weißes Rauschen; die bereinigten Bestimmtheitsmaße liegen für die US-amerikanische Output-Lücke bei 0,91 und für die europäische Output-Lücke bei 0,82.

Zerlegt man den Zeitraum wiederum in die oben abgegrenzten zwei Perioden, so lässt sich im Euro-Raum ohne Deutschland lediglich für die neunziger Jahre ein Effekt ausmachen, der im Verlauf und im Ausmaß dem in Deutschland in etwa entspricht. Allerdings sind die Unterschiede zwischen den beiden Zeiträumen nicht signifikant. Die bereinigten Bestimmtheitsmaße für die Output-Lücke der Vereinigten Staaten beziehungsweise des Euro-Raums ohne Deutschland liegen für die erste Periode bei 0,91 beziehungsweise 0,82 und für die zweite Periode bei 0,40 beziehungsweise 0,79.

VAR-Schätzungen getrennt für gesunkene und gestiegene Output-Lücken ergeben, dass der Euro-Raum, im Gegensatz zu Deutschland, gar nicht von konjunkturellen Einbrüchen in den Vereinigten Staaten betroffen zu sein scheint. Steigt die konjunkturelle Komponente des US-amerikanischen Bruttoinlandsprodukts, so ist der Effekt auf die des Euro-Raums ebenfalls insignifikant. Die Unterschiede in den Impulsantwortfolgen der Konjunktur des Euro-Raums für beide Regimes sind nicht signifikant. Die bereinigten Bestimmtheitsmaße betragen in den Modellen 0,81 für die US-amerikanische Konjunktur und 0,79 für die europäische Konjunktur.

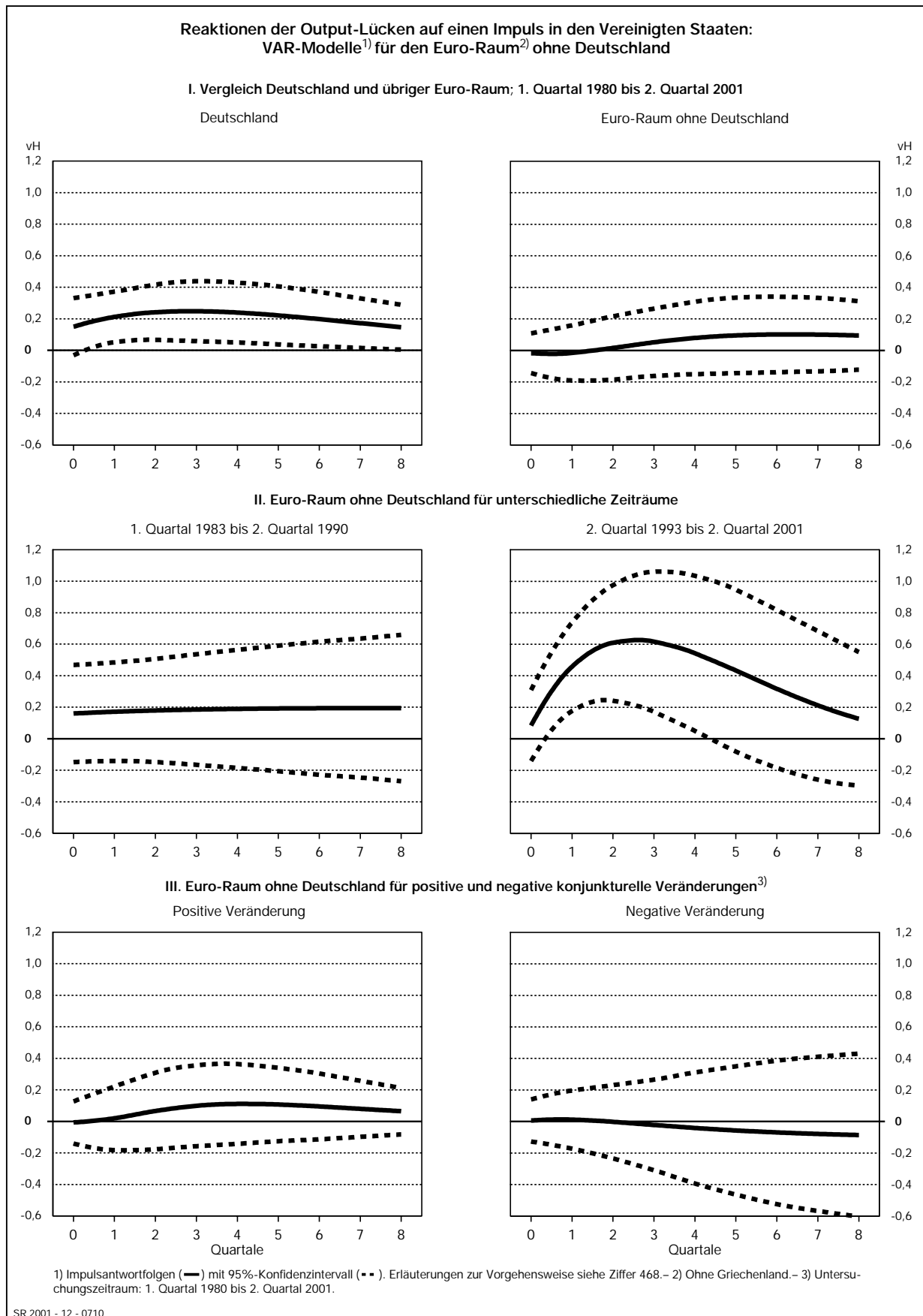
469. Es ist nicht auszuschließen, dass eine konjunkturelle Veränderung in den Vereinigten Staaten die einzelnen Länder des Euro-Raums derart trifft, dass sich die Effekte kompensieren. In diesem Fall würde ein ausschließlicher Blick auf das Länderaggregat in die Irre führen. Deshalb werden entsprechende VAR-Modelle für einzelne Länder des Währungsgebiets – Frankreich, Italien und die Niederlande – geschätzt. Im Ergebnis ist für den gesamten betrachteten Zeitraum ein deutlich signifikanter gleichgerichteter Effekt auf einen konjunkturellen Impuls aus den Vereinigten Staaten lediglich in den Niederlanden feststellbar, der dem in Deutschland im Verlauf und im Ausmaß ähnelt. Das ist nicht erstaunlich, sind die Niederlande doch als kleines Land zwangsläufig stark international verflochten. Dass sich dies nicht im europäischen Aggregat (ohne Deutschland) niederschlägt, liegt daran, dass das Gewicht der niederländischen Volkswirtschaft darin nur rund ein Zehntel beträgt.

Dass die Abhängigkeit des Euro-Raums von den Vereinigten Staaten in den neunziger Jahren zugenommen haben könnte, spiegelt sich auch in der Betrachtung der einzelnen Länder wider. In den achtziger Jahren schien keines der betrachteten Länder von der US-Konjunktur abzuhängen. Anders im Zeitraum der neunziger Jahre: Hier veränderte sich die französische Output-Lücke auf eine konjunkturelle Veränderung in den Vereinigten Staaten hin signifikant nach ein bis vier Quartalen, wobei das Ausmaß und der Verlauf des Effekts mit denen in Deutschland für die neunziger Jahre vergleichbar sind. Die Konjunktur der Niederlande wird nur kurz signifikant von der US-amerikanischen beeinflusst, der Effekt ist ähnlich groß wie in Deutschland. Für Italien werden, wie im zuvor betrachteten Zeitraum, keine Auswirkungen gefunden.

Getrennte Schätzungen für negative und positive konjunkturelle Veränderungen ergeben für Frankreich einen ähnlichen Befund wie für den Euro-Raum: Es werden in beiden Regimes keine signifikanten Einflüsse der US-amerikanischen auf die französische Konjunktur festgestellt. Italien scheint von negativen konjunkturellen Veränderungen stärker betroffen als von positiven, allerdings sind auch hier die Impulsantwortfolgen für beide Regimes insignifikant. Lediglich in den Niederlanden findet sich ein bedeutsamer signifikanter gleichgerichteter Effekt einer Reduktion der US-amerikanischen Output-Lücke, ähnlich dem in Deutschland. Positive konjunkturelle Veränderungen in den Vereinigten Staaten scheinen die Niederlande nicht zu treffen.

Auswirkungen spezifischer Schocks in einem makroökonomischen Modell

470. Die Impulsantwortfolgen der VAR-Modelle sind als durchschnittliche Reaktionen auf die konjunkturellen Schwankungen der Vergangenheit in den Vereinigten Staaten zu interpretieren. Allerdings lassen sich damit nicht die Auswirkungen spezifischer, für die derzeitige Abkühlung in den Vereinigten Staaten



ursächlicher Impulse untersuchen. Dies vermag das Simulationsmodell der Deutschen Bundesbank zu leisten.

Das makroökonomische Mehrländermodell der Deutschen Bundesbank ist ein strukturelles Modell mit – weitgehend neoklassischer – theoretischer Fundierung. Derzeit wird das Modell zur Politikanalyse und zur Simulation von Schocks eingesetzt. Neben Deutschland beinhaltet das Modell explizit die Vereinigten Staaten, Frankreich, Italien, die Niederlande, Belgien, das Vereinigte Königreich, Kanada und Japan. Für Deutschland liegt eine sehr detaillierte Spezifizierung vor, die sich von der vergleichsweise einheitlichen Struktur für die anderen Länder unterscheidet.

Mit dem Modell werden spezifische Nachfrageveränderungen simuliert, zuerst eine transitorische, dann eine dauerhafte Minderung des Zuwachses der US-amerikanischen Nachfrage. Diese könnten als die realwirtschaftlichen Auswirkungen im ersten Fall der Kursverluste auf den Aktienmärkten und im zweiten Fall der Verlangsamung des technologischen Fortschritts im Computer produzierenden Bereich interpretiert werden. Diese Faktoren der derzeitigen konjunkturellen Abkühlung lassen sich im Modell nicht direkt simulieren.

Die Kursverluste auf den Aktienmärkten können sich direkt, über den Aktienpreisverbund, sowie indirekt, über ihren Einfluss auf die Nachfrage im Ursprungsland des Impulses, international übertragen. Da im Modell der Deutschen Bundesbank Aktienmärkte nicht enthalten sind, wird die Nachfrage in den Vereinigten Staaten direkt verändert. Weil die Aktienkursbewegungen zunächst überwiegend im Segment der Neuen Märkte stattfanden und weil nach Schätzungen von Edison und Sløk (2001a, 2001b) der Effekt von Aktienkursbewegungen in den Vereinigten Staaten in diesem Bereich auf die Investitionen größer ist als auf den Konsum, wurden die Investitionen in den Simulationen stärker zurückgenommen als der private Verbrauch. Es gilt zu berücksichtigen, dass die konkrete Aufteilung des Impulses auf Konsum und Investitionen die Transmission begrenzt beeinflusst: Die Multiplikatoreffekte des Konsums sind etwas größer als die der Investitionen. Was die Dauer des Impulses angeht, so wurde eine temporäre gewählt. Aktienpreisveränderungen können sich aber selbstverständlich umso länger auf die Nachfrage auswirken, als je persistenter sie erachtet werden.

Für den Abschwung in den Vereinigten Staaten mitverantwortlich war auch, dass sich der technologische Fortschritt im Computer produzierenden Bereich nicht mit dem bisherigen hohen Tempo fortgesetzt, sondern verlangsamt hat; dieser hatte in den letzten Jahren zu den wesentlichen Triebkräften der Neuen Ökonomie gehört. Hier liegt es eigentlich nahe, das Solow Residuum, das den Teil des Produktionsanstiegs bezeichnet, der nicht aus den Veränderungen des Faktoreinsatzes resultiert, zu variieren (JG 2000 Ziffer 201). Allerdings beansprucht die internationale Transmission eines solchen Schocks in plausibler Größenord-

nung viel Zeit und kann daher innerhalb der hier betrachteten Periode von zwei Jahren nicht abgebildet werden. Deshalb wird zur Abbildung des Technologie-Schocks das Wachstum der Investitionen in den Vereinigten Staaten permanent zurückgenommen. Die dauerhafte Reduktion ist angebracht, wenn man davon ausgeht, dass Veränderungen des technologischen Fortschritts in der Computerbranche ähnlich nachhaltig sind wie Variationen des gesamtwirtschaftlichen technologischen Fortschritts, gemessen am Solow Residuum. Für dieses wird empirisch eine sehr hohe Persistenz festgestellt (Backus, Kehoe und Kydland, 1992; Ravn, 1997; Baxter und Crucini, 1994). Die Modellierung über die Investitionen liegt nahe, weil sich eine Veränderung des technologischen Fortschritts besonders stark auf die Investitionen auswirken dürfte (Baxter, 1995; King und Rebelo, 2000); so verzeichneten die Vereinigten Staaten zu Beginn der derzeitigen Abkühlung auch vor allem einen Einbruch der Investitionen (Ziffer 48).

Zur Abschätzung zukünftiger konjunktureller Risiken wurden außerdem die Auswirkungen einer abrupten Abwertung des US-Dollar untersucht. Abgesehen davon, dass der US-Dollar, vor allem gegenüber dem Euro, fundamental überbewertet sein dürfte und deshalb mittelfristig eine Anpassung wahrscheinlich ist (JG 2000 Ziffern 350 ff.), könnte sich dieses Szenario kurzfristig realisieren, wenn sich das hohe Leistungsbilanzdefizit der Vereinigten Staaten als nicht nachhaltig erweist oder wenn es aufgrund einer möglichen Eskalation des militärischen Konflikts im Gefolge der Ereignisse des 11. September zu einer Flucht aus dem Dollar kommen sollte (Ziffern 301 ff.). Bei all dem ist zu berücksichtigen, dass die Übertragung konjunktureller Impulse im Bundesbank-Modell über die Handelsströme, die Devisenmärkte sowie den Zinsverbund geschieht.

Transitorischer Nachfragerückgang

471. Zunächst wird der Zuwachs der Nachfrage in den Vereinigten Staaten reduziert, und zwar so, dass das US-amerikanische Bruttoinlandsprodukt in dem Jahr, in dem der Schock auftritt, um ungefähr einen Prozentpunkt weniger zunimmt als im Referenzszenario. Dies führt zu einer Minderung der wirtschaftlichen Entwicklung in Deutschland um 0,1 Prozentpunkte gegenüber dem Referenzszenario im gleichen Jahr und um 0,3 Prozentpunkte im Folgejahr (Tabelle 47). In den Vereinigten Staaten beträgt die Abweichung des Zuwachses des Bruttoinlandsprodukts vom Referenzszenario ein Jahr nach Auftreten des Impulses 0,5 Prozentpunkte. Die Auswirkungen auf Frankreich entsprechen denen auf Deutschland, die auf die Niederlande sind etwas ausgeprägter, die auf Italien geringer.

Es ist zu berücksichtigen, dass im Bundesbank-Modell internationale Handelsstrukturen aus dem Jahre 1997 unterstellt sind und als konstant angenommen werden. Die direkten Handelsverflechtungen der betrachteten

Länder mit den Vereinigten Staaten haben sich mittlerweile erhöht.

Tabelle 47

Reaktion auf einen Schock in den Vereinigten Staaten: Simulationen mit dem Bundesbank-Modell¹⁾

Abweichung der Veränderung des Bruttoinlandsprodukts vom Referenzszenario in Prozentpunkten

Jahr	US	D	F	I	NL
Transitorischer Nachfragerückgang					
Einschließlich Wechselkurs- und Zinsverbund					
1	- 1,0	- 0,1	- 0,1	- 0,1	- 0,1
2	- 0,5	- 0,3	- 0,3	- 0,2	- 0,4
Ohne Wechselkurs- und Zinsverbund					
1	- 1,1	- 0,1	- 0,1	- 0,1	- 0,1
2	- 0,5	- 0,2	- 0,2	- 0,1	- 0,2
Permanenter Nachfragerückgang					
Einschließlich Wechselkurs- und Zinsverbund					
1	- 0,9	- 0,1	- 0,1	- 0,1	- 0,1
2	- 1,2	- 0,4	- 0,4	- 0,2	- 0,4
Ohne Wechselkurs- und Zinsverbund					
1	- 1,0	- 0,1	- 0,1	- 0,1	- 0,1
2	- 1,3	- 0,3	- 0,2	- 0,1	- 0,2
Abwertung des US-Dollar gegenüber dem Euro um 10 vH					
1	0,3	- 0,2	- 0,2	- 0,1	- 0,2
2	0,3	- 0,2	- 0,2	- 0,0	- 0,4

¹⁾ Makroökonomisches Mehrländermodell. Die Geldpolitik in den Vereinigten Staaten ist entsprechend der Taylor-Regel abgebildet. Die Geldpolitik im Euro-Raum ist gemäß der Zwei-Säulen-Strategie modelliert. Der Gleichung für den Wechselkurs des Euro gegenüber dem US-Dollar liegen die ungedeckte Zinsparität und die Kaufkraftparität zugrunde. Der Wechselkurs- und der Zinsverbund werden ausgeschaltet, indem der Wechselkurs konstant gehalten wird.

Dem Handelskanal (einschließlich Multiplikatoreffekten) kommt bei der Übertragung des Impulses aus den Vereinigten Staaten die größte Bedeutung unter den im Bundesbank-Modell berücksichtigten Transmissionswegen zu. Werden Wechselkursänderungen und der Zinsverbund im Modell ausgeschaltet, ergibt sich eine nur wenig geänderte Verminderung der wirtschaftlichen Entwicklung Deutschlands im Vergleich zum vorangegangenen Szenario.

Dauerhafter Nachfragerückgang

472. In einer weiteren Simulationsrechnung wird das Wachstum der Investitionen in den Vereinigten Staaten permanent (das heißt in jeder Periode des Untersuchungszeitraums im gleichen Ausmaß) zurückgenommen, sodass das Bruttoinlandsprodukt im Ausgangsjahr um rund einen Prozentpunkt weniger steigt. Dies führt in dem Jahr, in dem der Impuls auftritt, wie erwartet, zu identischen Ergebnissen wie bei der voran-

gegangenen Simulation. Im darauf folgenden Jahr hingegen sinkt der Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts Deutschlands (bei variablem Wechselkurs und aktiviertem Zinsverbund) gegenüber dem Referenzszenario stärker, nämlich um 0,4 Prozentpunkte. Wiederum sind die Auswirkungen auf die französische Wirtschaft mit denen auf die deutsche vergleichbar, auch die Effekte in den Niederlanden unterscheiden sich nicht von denen hierzulande; lediglich die in Italien sind geringer. Dem Handelskanal kommt für Deutschland auch hier die größte Bedeutung zu.

Abwertung des US-Dollar

473. Eine dauerhafte Abwertung des US-Dollar gegenüber dem Euro um 10 vH würde die wirtschaftliche Entwicklung in den Vereinigten Staaten vorübergehend beschleunigen, um 0,3 Prozentpunkte jeweils im Ausgangsjahr und im Jahr darauf. Denn auf die Wechselkursbewegung hin verbessert sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der US-Unternehmen, zulasten der Anbieter aus Ländern des Euro-Raums. Die Folge wäre eine Reduktion des Zuwachses des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland um 0,2 Prozentpunkte im Jahr des Auftretens des Impulses. Der negative Effekt beträgt im Folgejahr ebenfalls 0,2 Prozentpunkte; dass er in dieser Periode nicht größer ist, liegt daran, dass die gestiegene Nachfrage in den Vereinigten Staaten den wechselkursbedingten Verlust an Wettbewerbsfähigkeit teilweise ausgleicht. Die negativen Effekte auf Deutschland sind in ihrer Größenordnung mit denen vergleichbar, die sich für Frankreich ergeben; die auf die Niederlande sind etwas stärker, die auf Italien deutlich schwächer.

Unterschiede zwischen den beiden Vorgehensweisen

474. Während mit der hier angewandten VAR-Methode die Transmissionskanäle in ihrer Gesamtheit erfasst werden, kann die relative Bedeutung der einzelnen Übertragungswege (anders als etwa bei einem strukturellen VAR-Modell) nicht abgeleitet werden. Das Bundesbank-Modell hingegen ist ein strukturelles Modell und vermag Letzteres zu leisten. Allerdings werden damit nur bestimmte Übertragungskanäle abgedeckt, nämlich der Außenhandel, der Zinsverbund und die Devisenmärkte. Insbesondere Aktienmarktinterdependenzen, ausländische Direktinvestitionen sowie Vertrauenseffekte dürften in der jüngeren Zeit im Zuge der fortgeschrittenen Globalisierung an Bedeutung für die Konjunkturübertragung gewonnen haben; sie sind im Modell nicht integriert. Ein Vergleich zwischen den Simulationsergebnissen im Fall eines temporären Nachfrageimpulses und den Resultaten der VAR-Schätzungen gibt Hinweise auf die Bedeutung der durch das Bundesbank-Modell nicht abgedeckten Kanäle zusammengefasst.

Dazu werden die aus dem VAR-Ausgangsmodell auf Quartalsebene ermittelten Impulsantwortfolgen auf Jahresbasis umgerechnet, sodass es zu einer Veränderung der US-amerikanischen Output-Lücke im ersten

Jahr um 1 vH kommt. Für das erste Jahr wird mit dem VAR-Modell eine Reaktion der deutschen Konjunktur berechnet, die ungefähr dreimal so stark ist wie die mit Hilfe des Bundesbank-Modells simulierte. Für das Jahr danach kommen beide Methoden dagegen zu sehr ähnlichen Auswirkungen eines US-amerikanischen konjunkturellen Impulses auf Deutschland und in den Vereinigten Staaten selbst. Dies könnte die im Bundesbank-Modell nicht enthaltenen Übertragungskanäle reflektieren. Vor allem bei den Aktienmärkten und bei Vertrauenseffekten dürfte es sich gleichzeitig um diejenigen Kanäle handeln, über die Impulse relativ schnell übertragen werden, was auch erklären könnte, warum die Diskrepanz in den Ergebnissen zwischen den beiden Methoden hauptsächlich im ersten Jahr sichtbar ist.

Ein weiterer Grund dürfte sein, dass im Rahmen der Simulation der Impuls mit der Größenordnung von einem Prozentpunkt im Ausgangsjahr relativ gleichmäßig auf dessen Quartale verteilt wurde, während im VAR-Modell die Output-Lücke ausschließlich im ersten Quartal exogen verändert wurde. Geht man davon aus, dass sich die meisten Impulse mit einer gewissen Verzögerung fortpflanzen, wurde das Gros der Wirkung dadurch im ersten Fall tendenziell vom Ausgangsjahr ins Folgejahr verlagert, während im zweiten Fall Umgekehrtes gilt.

Es darf allerdings nicht außer Acht gelassen werden, dass die Ergebnisse aus zwei ganz unterschiedlichen methodischen Ansätzen resultieren.

- *Dem Bundesbank-Modell liegt eine detaillierte theoretisch fundierte Struktur der betrachteten Volkswirtschaften zugrunde. Die Ergebnisse der beiden Methoden sind demnach umso besser vergleichbar, je eher diese Struktur der in dem für das VAR-Ausgangsmodell gewählten Zeitraum geltenden Struktur der Volkswirtschaften gleicht und je besser die Zusammenhänge zwischen der US-amerikanischen Output-Lücke und der deutschen Output-Lücke in dem hier verwendeten (nicht-strukturellen) VAR-Modell abgebildet werden.*
- *Daneben sollte man beachten, dass bei den VAR-Schätzungen die Output-Lücke verändert wurde und die Effekte darauf quantifiziert wurden, während für die Simulationen mit dem Bundesbank-Modell die Zuwachsraten der jeweiligen Impulsvariablen modifiziert und die Auswirkungen auf die Abweichungen vom Referenzszenario errechnet wurden. Während bei erstem von Kapazitätseffekten, die durch einen Impuls auftreten können, abstrahiert wird, sind solche bei zweitem inbegriffen. Allerdings dürften diese relativ gering sein, wenn wie hier ein kurzer Zeitraum untersucht wird, so dass ein Vergleich dennoch aufschlussreich ist.*
- *Schließlich werden mit dem Bundesbank-Modell spezifische Impulse simuliert, während mit den aus dem VAR-Modell errechneten Impulsantwortfolgen die Reaktionen der Variablen auf den Durchschnitt vergangener Schwankungen der Output-Lücke ermittelt werden.*

Einzelne Kanäle der Konjunkturübertragung

475. Die Ergebnisse der ökonometrischen Analysen legen nahe, dass neben dem Außenhandel den Aktienmärkten und den Direktinvestitionen (multinationale Unternehmen) eine bedeutsame Rolle für die Konjunkturübertragung zukommen dürfte. Vertrauenseffekte können verstärkend wirken, sie dürften sich aber größtenteils in den Aktienkursbewegungen widerspiegeln. Bei der nachfolgenden Illustration dieser Transmissionswege finden die IuK-Technologien besondere Beachtung; abgesehen davon, dass der Abschwung in den Vereinigten Staaten in diesem Bereich seinen Anfang genommen hat und hier besonders ausgeprägt war, gibt es Hinweise darauf, dass die neuen Technologien den Konjunkturzusammenhang verstärkt haben. Diese Besonderheit der derzeitigen Abkühlung vermögen die obigen Untersuchungen nicht zu erfassen.

Außenhandel

476. Bei der Konjunkturübertragung über den Außenhandel haben für Deutschland und die übrigen betrachteten europäischen Länder die Drittlandeffekte – und auch der Handel zwischen den Ländern des Euro-Raums zählt hierzu – eine größere Bedeutung als die direkten Exporte über die Handelsverflechtung mit den Vereinigten Staaten (einschließlich Multiplikatoreffekten). Zu diesem Ergebnis kommt das französische Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (2001) (Tabelle 48).

Länder, deren Handel relativ wenig auf den Bereich der IuK-Technologien konzentriert ist, dürften in geringem Maße betroffen sein. In Deutschland lagen die Importe beziehungsweise die Exporte von IuK-Gütern in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt mit 3,0 vH beziehungsweise 2,5 vH geringfügig unter den entsprechenden Durchschnittswerten des Euro-Raums ohne Deutschland. Auffällig ist die hohe Fokussierung des niederländischen Außenhandels auf den IuK-Bereich, während für Italien das Gegenteil gilt.

Aktienmärkte

477. Gehen Aktienkursveränderungen in den Vereinigten Staaten aufgrund des Aktienpreisverbunds, der sich insbesondere in den letzten fünf Jahren verstärkt hat, mit Kursbewegungen hierzulande einher, so kann sich dies auch auf den Konsum und die Investitionen in Deutschland auswirken.

Erstens betreffen Aktienkursbewegungen die Möglichkeiten der Eigenkapitalbeschaffung deutscher Aktiengesellschaften. Zweitens verändern sie das Vermögen der privaten Haushalte. Drittens werden die Aktienkurse von den Marktteilnehmern als Vorlaufindikator für die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung angesehen. Viertens können Aktienkursveränderungen das Vertrauen der Marktteilnehmer beeinflussen; dies kann selbstverstärkend wirken. Auf einen engen Zusammenhang zwischen dem Aktienmarkt und dem Vertrauen der Marktteilnehmer in Deutschland deutet hin, dass

Verflechtung über den Außenhandel

	Jahr	Deutschland	Euro-Raum ohne Deutschland ¹⁾	Frankreich	Italien	Niederlande
Direkte Verflechtung						
Direkte Auswirkungen eines Rückgangs des US-amerikanischen BIP-Zuwachses um 1 Prozentpunkt auf die wirtschaftliche Entwicklung des jeweiligen Landes in Prozentpunkten (INSEE, 2001) ²⁾		-0,08	-0,07 ^{a)}	-0,06	-0,08	-0,05
Warenexporte in die Vereinigten Staaten in vH ³⁾	2000	3,0	2,5	2,0	2,3	2,7
Drittlandeffekte						
Direkte Auswirkungen und Drittlandeffekte eines Rückgangs des US-amerikanischen BIP-Zuwachses um 1 Prozentpunkt in Prozentpunkten (INSEE, 2001) ⁴⁾		-0,21	-0,20 ^{a)}	-0,19	-0,21	-0,23
Offenheitsgrad in vH ⁵⁾	2000	28,0	31,0	23,3	22,0	55,2
Bedeutung des IuK-Bereichs						
Exporte in vH ⁶⁾	1998	2,5	3,2	2,4	1,1	8,8
Importe in vH ⁶⁾	1998	3,0	3,5	2,6	2,0	9,2

¹⁾ Durchschnitt der Länder der Region, ohne Griechenland. – ²⁾ Statistischer Elastizitätenansatz. Effekte durch die direkte Handelsverflechtung mit den Vereinigten Staaten einschließlich Multiplikatoreffekten. – ³⁾ In Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt des jeweiligen Landes. – ⁴⁾ Effekte durch die direkte Handelsverflechtung mit den Vereinigten Staaten einschließlich Multiplikatoreffekten und durch die Handelsverflechtung mit Drittländern. – ⁵⁾ Durchschnitt aus Warenexporten und -importen in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt. – ⁶⁾ Von IuK-Gütern in Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt des jeweiligen Landes. Hinsichtlich der Abgrenzung des IuK-Bereichs siehe OECD (2000). – ^{a)} Einschließlich Deutschland. Berechnungen für den Euro-Raum ohne Deutschland (2000) wurden nicht durchgeführt.

Quelle für Grundzahlen: OECD

der DAX mit den deutschen Vertrauensindizes korreliert ist, wobei diese dem DAX etwas nachlaufen: In den neunziger Jahren bis einschließlich erstes Quartal 2001 betrug der Korrelationskoeffizient zwischen den Veränderungen des DAX und des um drei Quartale verzögerten Indikators des deutschen Verbrauchervertrauens (Europäische Kommission) knapp 0,3, der Korrelationskoeffizient zwischen der Veränderung des DAX und der des um ein Quartal verzögerten Ifo-Geschäftsklimaindex, als Proxy für das Unternehmervertrauen, belief sich auf fast 0,5. Während sich die Synchronität des DAX mit dem Unternehmervertrauen gegenüber dem Zeitraum der achtziger Jahre um knapp ein Drittel erhöhte, reduzierte sich die mit dem Verbrauchervertrauen im Vergleich zu den achtziger Jahren ebenso stark.

Die Aktienindizes sämtlicher hier betrachteter europäischer Länder und die US-amerikanischen Pendanten sind hoch korreliert, wenngleich der Grad der Synchronität für Italien etwas geringer ist (Tabelle 49). Die Korrelationen zwischen den jeweiligen Indizes der Neuen Märkte Europas und dem Index der Vereinigten Staaten sind entgegen vielfach geäußerter Vermutungen – diese basieren darauf, dass gerade Hochtechnologieunternehmen, die häufig global agieren und einen weltweiten Markt bedienen, auch an mehreren Aktien-

märkten zugleich notiert sind – nicht höher als die zwischen den Standardwerten, mit Ausnahme von Deutschland: Hier übersteigt die Synchronität des NEMAX und der NASDAQ die des DAX und des S&P 500 leicht. Von daher dürfte die Konjunkturübertragung bei Kurseinbrüchen auf den Neuen Märkten,

Tabelle 49

Aktienkursverbund ausgewählter Länder des Euro-Raums mit den Vereinigten Staaten¹⁾

Land	Korrelationskoeffizienten	
	Standardsegmente ²⁾	Neue Märkte ³⁾
Deutschland	0,61 (DAX)	0,65 (NEMAX)
Frankreich	0,63 (CAC 40)	0,46 (NMFK)
Italien	0,47 (MIB 30)	0,42 (NUMTEL)
Niederlande	0,63 (AEX)	0,46 (MIDKAP)

¹⁾ Korrelation der Veränderung des Aktienindex des jeweiligen Landes mit dem der Vereinigten Staaten (Standardsegment: S&P 500, Neuer Markt: NASDAQ), Wochendaten. – ²⁾ Zeitraum 1995 bis August 2001. – ³⁾ Jeweils seit (kurzem) Bestehen der Neuen Märkte in Europa, bis August 2001.

wie sie jüngst vor allem verzeichnet wurden, kaum ausgeprägter sein als bei Aktienpreisbewegungen im Standardsegment, sieht man von unterschiedlichen Konsum- und Investitionsneigungen aus IuK-Kapital und Nicht-IuK-Kapital ab.

Edison und Sløk (2001a, 2001b) untersuchen für den Zeitraum der Jahre 1990 bis 2000 die Auswirkungen von Schwankungen auf den Aktienmärkten in verschiedenen Industrieländern, darunter den Vereinigten Staaten, Deutschland, Frankreich und den Niederlanden, auf den Konsum und die Investitionen, getrennt für die Segmente IuK und für die übrigen Bereiche (Nicht-IuK). Für Italien wird in eigenen Untersuchungen unter Zugrundelegung der gleichen Methodik und Daten verfahren. Danach können signifikante realwirtschaftliche Auswirkungen von Bewegungen auf den heimischen Aktienmärkten für Deutschland nicht ausgemacht werden, anders als für die übrigen Länder des Euro-Raums, wobei Aktienpreisbewegungen im IuK-Bereich besonders die Nachfrage in Frankreich und Italien treffen (Tabelle 50). Der Befund für Deutschland lässt sich mit der relativ geringen Verbreitung von Aktien zur Vermögensbildung und als Finanzierungsquelle erklären. Skepsis ist allerdings dahingehend angebracht, ob eine vergangenheitsbezogene Untersuchung zur Abbildung der aktuellen Situation adäquat ist: So deutet die derzeitige Schwäche bei den Investitionen in Deutschland darauf hin, dass die Investitionen hierzulande von den jüngsten Aktienkursbewegungen beeinflusst worden sein könnten. In Bezug auf die Auswirkungen von Aktienkursbewegungen auf den Konsum finden andere Studien zudem zum Teil signifikante, wenn auch geringe Effekte für Deutschland.

Direktinvestitionen und Unternehmensverbände

478. Konjunkturschwankungen in den Vereinigten Staaten betreffen in der Regel auch die Gewinne der

dort ansässigen Töchter ausländischer Unternehmen. Dies kann die Liquiditätssituation der Gesamtkonzerne verschlechtern und sich auf ihre Investitionstätigkeit in den Vereinigten Staaten, aber auch im Land des Sitzes der Mutterunternehmen auswirken, mit möglichen Multiplikatoreffekten. Auf ähnliche Weise können sich durch konjunkturelle Schwankungen bewirkte Gewinneinbußen US-amerikanischer Mutterunternehmen auf die Investitionen ihrer Töchter und die Beschäftigung im Ausland auswirken. Direktinvestitionen gehen, sofern Sachinvestitionen damit verbunden sind, unmittelbar in die Berechnung des ausländischen Bruttoinlandsprodukts ein.

Ein länderübergreifender Vergleich von Gewinnen und Direktinvestitionen erlaubt eine Abschätzung der Relevanz für Deutschland relativ zu der für andere Länder des Euro-Raums. Zieht man als Indikatoren die Gewinne deutscher in den Vereinigten Staaten ansässiger Tochterunternehmen, die Gewinne US-amerikanischer Töchter, die ihren Sitz in Deutschland haben, sowie die US-amerikanischen Direktinvestitionen, gemessen am Bruttoinlandsprodukt und – aufgrund der Volatilität der Größen – für die drei letzten verfügbaren Jahre, heran, dürfte die Relevanz der ausländischen Direktinvestitionen für die Konjunkturübertragung auf Deutschland mit der auf Frankreich vergleichbar sein (Tabelle 51). In den Niederlanden dürfte den Direktinvestitionen eine verhältnismäßig hohe Bedeutung für die Konjunkturübertragung zukommen. Dagegen spielen die Direktinvestitionen für Italien eine vernachlässigbare Rolle, wenn auch die starke IuK-Konzentration US-amerikanischer Firmen in Italien auffällig ist.

Eine genaue Quantifizierung der Auswirkungen einer konjunkturellen Eintrübung in den Vereinigten Staaten auf die wirtschaftliche Entwicklung im Ausland über den Direktinvestitionskanal, auch im Vergleich zu an-

Tabelle 50

Realwirtschaftliche Effekte einer Veränderung der Aktienmarktkapitalisierung von 10 vH¹⁾
vH

Auswirkungen auf	Deutschland		Frankreich		Italien		Niederlande		Vereinigte Staaten	
	IuK ²⁾	Nicht-IuK	IuK ²⁾	Nicht-IuK	IuK ²⁾	Nicht-IuK	IuK ²⁾	Nicht-IuK	IuK ²⁾	Nicht-IuK
Konsum										
im ersten Jahr	- 0,0	- 0,2	0,2*	0,0	0,1	0,0	0,2	0,7*	0,4*	0,0
im zweiten Jahr	0,1	0,0	0,3*	0,3(*)	0,2	- 0,1	0,3(*)	0,8*	0,3(*)	1,0*
Investitionen										
im ersten Jahr	- 0,3	0,7	0,2	- 0,2	0,5*	0,2	- 0,2	- 0,2	0,3	0,5
im zweiten Jahr	0,3	0,5	0,7*	- 0,4	0,8*	- 0,5	0,0	0,7	1,6*	1,4

¹⁾ In der Ausgangsperiode.

²⁾ Der IuK-Bereich umfasst Technologie, Medien und Telekommunikation.

, () zeigen Signifikanz auf dem 5 %- beziehungsweise 10 %-Niveau an.

Quellen: Edison/Sløk (2001), OECD, EU, eigene Schätzungen und Berechnungen

Verflechtung über Direktinvestitionen¹⁾
 vH²⁾

	Zeitraum	Deutsch- land	Euro-Raum ⁸⁾ ohne Deutschland	Frank- reich	Italien	Nieder- lande
Direktinvestitionen in den Vereinigten Staaten						
Bestand ³⁾	1998–2000 ⁷⁾	5,3	7,3	6,3	0,4	31,9
	2000	6,6	10,3	9,3	0,6	41,3
Ströme ⁴⁾	1998–2000 ⁷⁾	1,3	1,9	1,9	0,1	6,0
	2000	0,6	2,7	3,3	0,2	6,1
Gewinne ⁵⁾	1996–1998 ⁷⁾	0,3	0,2	0,2	0,0	0,9
	1998	0,4	0,1	0,1	0,0	0,3
Direktinvestitionen aus den Vereinigten Staaten						
Bestand ³⁾	1998–2000 ⁷⁾	2,5	5,7	2,9	1,7	26,8
	2000	2,9	6,6	3,0	2,2	31,3
Ströme ⁴⁾	1998–2000 ⁷⁾	0,2	0,7	0,2	0,3	3,6
	2000	0,1	0,8	0,1	0,7	3,0
Gewinne ⁵⁾	1996–1998 ⁷⁾	0,4	0,9 ^{a)}	0,3	0,2	4,1
	1998	0,5	1,0 ^{b)}	0,3	0,2	4,2
Nachrichtlich: Bedeutung des IuK-Bereichs ⁶⁾	1998–2000 ⁷⁾	12,2	7,3 ^{c)}	1,6	22,2	5,2
	2000	26,9	10,3 ^{c)}	20,6	30,1	2,8

¹⁾ Ein Unternehmen ist Gegenstand einer Direktinvestition, wenn ein Direktinvestor mindestens 10 vH der Stammaktien oder Stimmrechte (bei Unternehmen mit eigener Rechtspersönlichkeit) beziehungsweise einen vergleichbaren Anteil (bei Unternehmen ohne eigene Rechtspersönlichkeit) besitzt. – ²⁾ In Relation zum nominalen Bruttoinlandsprodukt des jeweiligen Landes. – ³⁾ Beteiligungskapital (Buchwert zum Zeitpunkt der Direktinvestition) einschließlich reinvestierte Gewinne sowie Kredite des Direktinvestors an das Tochterunternehmen. – ⁴⁾ Zufluss an Beteiligungskapital, reinvestierte Gewinne, Kredite vom Direktinvestor im Berichtszeitraum. – ⁵⁾ Des Tochterunternehmens des Direktinvestors abzüglich Steuern. – ⁶⁾ Direktinvestitionen der Unternehmen des IuK-Bereichs in vH der gesamten Direktinvestitionen der Vereinigten Staaten in das jeweilige Land; IuK-Bereich: „Herstellung von elektronischen und sonstigen elektrischen Geräten/Geräteteilen“. Daten zur Bedeutung der Direktinvestitionen von ausländischen Unternehmen aus dem IuK-Bereich in den Vereinigten Staaten sind nicht verfügbar. – ⁷⁾ Durchschnitt der Jahre. – ⁸⁾ Ohne Griechenland. – ^{a)} 1996 und 1997. – ^{b)} 1997. – ^{c)} 1998: EU-15 ohne Vereinigtes Königreich, Dänemark und Schweden, ab 1999: EU-15 ohne Vereinigtes Königreich und Schweden.

Quellen für Grundzahlen: BEA, OECD

deren Kanälen, ist allerdings schwierig. Vergleicht man die Umsätze von Tochterfirmen europäischer Unternehmen in den Vereinigten Staaten (abzüglich der Exporte der Mutterunternehmen an diese Töchter) mit den europäischen Exporten in die Vereinigten Staaten, so ergibt sich, dass die Umsätze der Unternehmen für Deutschland knapp sechsmal und für den Euro-Raum (einschließlich Deutschland) rund fünfmal so groß sind wie die Exporte. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass Tochterfirmen ausländischer Unternehmen auch die Produktionsfaktoren des Landes, in dem sie ihren Sitz haben, einsetzen, sodass die zusätzlichen Investitionen und der durch die geschaffene Beschäftigung entstandene zusätzliche Konsum, anders als bei den Exporten, dem Ausland zugute kommen.

Einen Anhaltspunkt für die gestiegene Bedeutung dieses Kanals liefert das in letzter Zeit häufiger zu beo-

bachtende Verhalten von deutschen Unternehmen mit Auslandsinvestitionen und von ausländischen Unternehmen mit Produktionsstätten in Deutschland, Entscheidungen über künftige Investitionen und Beschäftigung mehr in einem globalen als in einem nationalen Kontext zu treffen; eine ungünstige wirtschaftliche Entwicklung in den Vereinigten Staaten wirkt auf Deutschland zurück.

Schlussfolgerungen

479. Die Schätzergebnisse der VAR-Modelle legen nahe, dass sich konjunkturelle Impulse aus den Vereinigten Staaten merklich auf Deutschland übertragen. Es gibt Hinweise darauf, dass sich der Konjunkturzusammenhang zwischen beiden Ländern in den neunziger Jahren gegenüber den achtziger Jahren verstärkt hat. Auch scheinen sich negative konjunkturelle Veränderungen in

den Vereinigten Staaten stärker auf Deutschland zu übertragen und zudem persistenter zu sein als positive.

Simulationen mittels des Mehrländermodells der Deutschen Bundesbank und ein Vergleich mit den Ergebnissen der VAR-Schätzungen können Hinweise über Besonderheiten der Transmission einzelner Impulse und über die Bedeutung einzelner Übertragungskanäle liefern.

- Wie erwartet hat ein Nachfrageimpuls umso stärkere Effekte, je persistenter er ist.
- Kommt eine abrupte Abwertung des US-Dollar gegenüber dem Euro hinzu, so verstärkt dies den negativen Effekt auf Deutschland (und die übrigen Länder des Euro-Raums) merklich.
- Dem unmittelbaren Mengeneffekt über den Außenhandel kommt für die Transmission eines Nachfragerückgangs in den Vereinigten Staaten eine stärkere Rolle zu als den durch die konjunkturellen Impulse induzierten Preiseffekten via Wechselkurs- und Zinsverbund. Daneben dürften inzwischen für die Konjunkturübertragung auch die Aktienmärkte, ausländische Direktinvestitionen sowie Unternehmensverbände und Vertrauenseffekte wichtig geworden sein. Diskrepanzen zwischen den Ergebnissen, die dies nahe legen, finden sich vor allem relativ kurze Zeit nach dem Auftreten des Impulses. Dies ist ein Anhaltspunkt für die Vermutung, dass es sich dabei größtenteils um Kanäle handelt, über die sich Impulse schneller übertragen.

Deutschland scheint im Vergleich zum übrigen Euro-Raum insgesamt etwas stärker von konjunkturellen Schwankungen in den Vereinigten Staaten betroffen zu sein. Die Übertragung auf den niederländischen und den französischen Konjunkturzyklus ist in Ausmaß und Verlauf allerdings mit der auf die deutsche Konjunktur vergleichbar. Italien wird von der US-amerikanischen Konjunktur in geringerem Maße beeinflusst.

Literaturverzeichnis

Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. (2001a) *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2001*, 15 – 21.

Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e.V. (2001b) *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2001*, 4 – 5.

Backus, D. K.; P. J. Kehoe und F. E. Kydland (1992) *International Real Business Cycles*, Journal of Political Economy, 100, 745 – 775.

Ball, L. und N. Mankiw (1994) *Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations*, Economic Journal, 104, 247 – 261.

Baxter, M. (1995) *International Trade and Business Cycles*, Working Paper 5025, NBER.

Baxter, M. und M. J. Crucini (1994) *Business Cycles and the Asset Structure of Foreign Trade*, Working Paper 4975, NBER.

Canova, F. und J. Marrinan (1998) *Sources and Propagation of International Output Cycles: Common Shocks or Transmission?*, Journal of International Economics, 46, 133 – 166.

Deutsche Bundesbank (2000) *Macro-Economic Multi-Country Model: MEMMOD*, Deutsche Bundesbank, Frankfurt.

Edison, H. und T. Sløk (2001a) *Wealth Effects and the New Economy*, Working Paper 01/77, IMF.

Edison, H. und T. Sløk (2001b) *New Economy Stock Valuations and Investment in the 1990s*, Working Paper 01/78, IMF.

Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (2001) *Transmission of the American slowdown to the world economy: trade channel*, Note de Conjoncture en France (Mars), 7 – 8.

Internationaler Währungsfonds (2001a) *Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area*, Country Report 01/60.

Internationaler Währungsfonds (2001b) *World Economic Outlook – October 2001*, 65 – 79.

King, R. G. und S. T. Rebelo (2000) *Resuscitating Real Business Cycles*, Working Paper 7534, NBER.

OECD (2000) *Measuring the ICT Sector*, Paris.

Peersman, G. und F. Smets (2001) *Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area greater in recessions than in booms?*, Working Paper 52, Europäische Zentralbank.

Ravn, M. O. (1997) *International Business Cycles in Theory and in Practice*, Journal of International Money and Finance, 16, 255 – 283.

II. Inflationsdifferenzen im Euro-Raum: Ein Problem für die Geldpolitik?

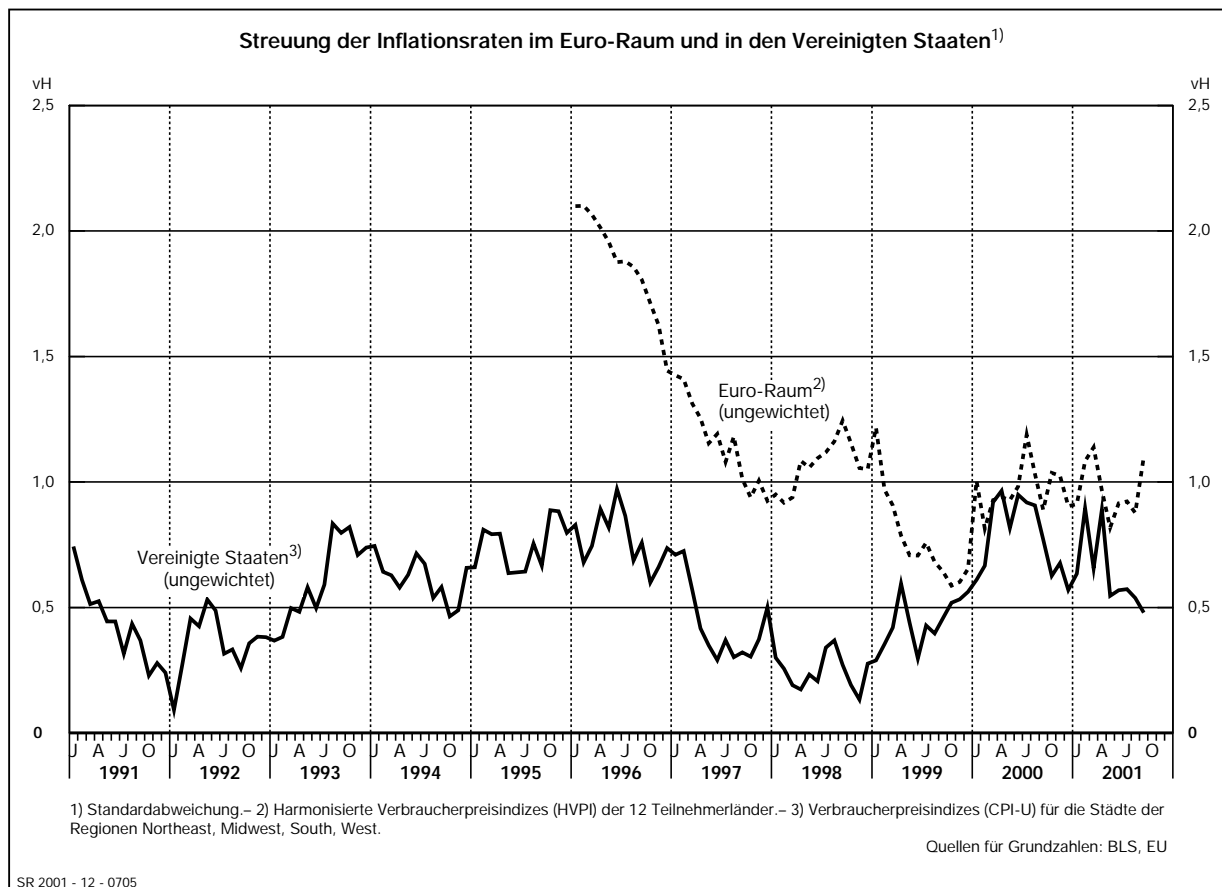
480. Vor dem Hintergrund der in den vergangenen Monaten beobachteten Zunahme der Inflationsunterschiede zwischen den Mitgliedsländern der Europäischen Währungsunion ist in der öffentlichen Diskussion die Befürchtung geäußert worden, die Europäische Zentralbank werde sich schwer tun, das selbst gesetzte Stabilitätsziel für den Euro-Raum – mittelfristig ein Anstieg des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) von unter 2 vH – zu erreichen, ohne übermäßigen Restriktionsdruck auf die Länder mit einer unterdurchschnittlichen Preisniveausteigerungsrate, namentlich Deutschland, auszuüben. Von wissenschaftlicher Seite ist deshalb vorgeschlagen worden, die Obergrenze des Stabilitätsziels anzuheben. Dies sei auch, so das Argument weiter, mit Blick auf die Osterweiterung und die von den Beitrittskandidaten bereits artikuliert Präferenz eines raschen EWU-Beitritts geboten, weil davon ausgegangen werden müsse, dass in diesen Ländern die Inflationsraten aufgrund struktureller Ursachen für einen längeren Zeitraum vergleichsweise hoch sein werden.

Seit Beginn der dritten Stufe der Währungsunion im Jahre 1999 hat die Streuung der nationalen Inflationsraten im Euro-Raum tendenziell leicht zugenommen.

Damit kam der deutliche Rückgang der Inflationsdifferenzen im Gefolge des Maastricht-Konvergenzprozesses zu einem vorläufigen Ende. Allerdings war die Streuung der Inflationsraten in den zurückliegenden Monaten nicht annähernd so groß wie noch Mitte der neunziger Jahre. Zudem übersteigen die gegenwärtig in der Europäischen Währungsunion beobachteten Inflationsunterschiede nicht signifikant diejenigen in den Vereinigten Staaten (Schaubild 50).

Ein Vergleich mit den Vereinigten Staaten bietet sich an, da es sich bei beiden Gebieten um große, im außenwirtschaftlichen Öffnungsgrad durchaus vergleichbare Wirtschaftsblöcke handelt und die Vereinigten Staaten als der stärker integrierte Wirtschaftsraum einen Referenzmaßstab für die in einer Währungsunion nicht unüblichen Inflationsunterschiede bilden können. Das geeignetste Maß zur Messung regionaler Unterschiede in den Preisniveauentwicklungen ist die gewichtete Standardabweichung. Da regionale Messreihen für die Vereinigten Staaten jedoch nur in ungewichteter Form zur Verfügung stehen, ist für den Euro-Raum die ungewichtete Standardabweichung dargestellt. Der Vergleich zwischen beiden Wirtschaftsräumen ist darüber hinaus mit der Einschränkung versehen, dass für die Vereinigten Staaten keine Daten zu Verbraucherpreisen auf der Ebene der Bundesstaaten existieren. Zur Messung wurde die Verbraucherpreisentwicklung auf der

Schaubild 50



Aggregationsebene der Städte in vier Großregionen herangezogen (Northeast, Midwest, South, West).

481. Generell gilt, dass nationale Inflationsunterschiede dann ein ernst zu nehmendes Problem für die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank darstellen, wenn sie maßgeblich auf langfristig wirksamen strukturellen Ursachen beruhen und zudem ein Ausmaß erreichen, das eine latente Gefährdung des Stabilitätsziels für den Währungsraum als Ganzem bedeutet. Strukturelle Ursachen für national unterschiedliche Preisniveauentwicklungen lassen sich mit den Mitteln einer einheitlichen Geldpolitik nicht beseitigen (Ziffer 344). Man kann aber nicht von vornherein davon ausgehen, dass die Inflationsdifferenzen im Euro-Raum nur auf strukturellen Ursachen beruhen. Darüber hinaus ist bei den strukturellen Inflationsursachen zu unterscheiden zwischen einem beschleunigten Preisniveauanstieg, der sich als Ergebnis eines gesamtwirtschaftlichen Anpassungsprozesses aufgrund sektoral unterschiedlicher Produktivitätsentwicklungen einstellt (Balassa-Samuelson-Effekt) und zwischen Inflationsursachen, die durch Rigiditäten beziehungsweise institutionelle Fehlentwicklungen auf den Gütermärkten und dem Arbeitsmarkt hervorgerufen werden, deren Beseitigung eine Aufgabe der nationalen Wirtschaftspolitik ist. Unterschiede in der Produktionsstruktur, beispielsweise hinsichtlich der Energieintensitäten, dürften ebenfalls eine Rolle spielen.

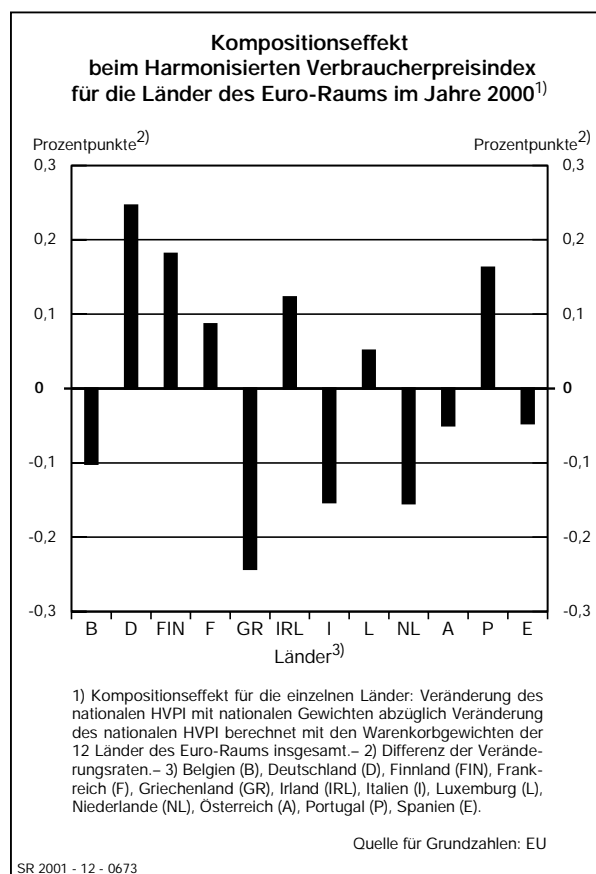
Verschiedene Aspekte, die für eine Erklärung der Inflationsunterschiede in der Europäischen Währungsunion möglicherweise von Bedeutung sind, werden im Folgenden analysiert und ihre Implikationen für die Geldpolitik umrissen. Im Mittelpunkt der empirischen Untersuchung steht dabei die Rolle des Balassa-Samuelson-Effekts, denn er ist explizit zur Begründung von Forderungen an die Europäische Zentralbank angeführt worden, ihr Stabilitätsziel zu lockern (Sinn und Reutter, 2001). Zudem erklärt die Europäische Zentralbank über ihn einen Teil der nationalen Inflationsunterschiede im Euro-Raum (Europäische Zentralbank, 1999).

Kompositionseffekte der Inflationsmessung

482. Eine der möglichen Erklärungen für die unterschiedlichen nationalen Inflationsraten im Euro-Raum ergibt sich aus dem Konstruktionsverfahren der nationalen Harmonisierten Verbraucherpreisindizes. Da in diesen die Gewichte für die einzelnen Verbrauchskategorien differieren, kommt es zu einem unterschiedlichen Anstieg der allgemeinen Verbraucherpreise in den einzelnen Ländern, selbst wenn in allen Ländern des Euro-Raums die Preise für bestimmte Gütergruppen mit gleicher Rate steigen. So beträgt beispielsweise das Gewicht der Gütergruppe Fleisch im Index Österreichs rund 3 vH, wohingegen es im Falle Spaniens mit 5,5 vH annähernd doppelt so groß ist. Im Ergebnis bewirken damit Schocks, die den Euro-Raum weitgehend symmetrisch treffen, wie die zur Jahreswende aufgetretenen Tierseuchen, eine regional asymmetrische Verteilung der von ihnen ausgehenden Inflationseffekte.

Der Gesamteffekt unterschiedlicher nationaler Indexgewichte über sämtliche Gütergruppen auf die Unterschiede in den ausgewiesenen nationalen Inflationsraten der verschiedenen Euro-Mitgliedsländer wird als Kompositionseffekt bezeichnet. Er lässt sich berechnen, indem unterstellt wird, dass alle zwölf Länder die Verbrauchsgewohnheiten (Korbgewichte) haben, wie sie sich im EWU-Durchschnitt zeigen. Die Differenz zwischen der tatsächlichen Inflationsrate und der hypothetischen Preissteigerungsrate, die sich aus den tatsächlichen nationalen Preissteigerungen in den einzelnen Gütergruppen gewichtet mit den EWU-durchschnittlichen Korbgewichten ergibt, liefert ein Maß für die Größenordnung dieses statistischen Effekts. Eine entsprechende Kalkulation auf der Unterenebene von zwölf HVPI-Gütergruppen zeigt, dass sich der Kompositionseffekt als wenig bedeutsamer Erklärungsfaktor für die beobachteten nationalen Inflationsdifferenzen erweist (Schaubild 51). Im Jahre 2000 wird durch ihn nicht mehr als 2 vH der Varianz der gemessenen Inflationsrate erklärt. In einzelnen Jahren und für einzelne Länder schlägt der Kompositionseffekt stärker zu Buche, doch er trägt nie mehr als 20 vH zur Inflationsvarianz im Euro-Raum bei. Für die beobachteten Inflationsdifferenzen müssen mithin weitere Faktoren ursächlich sein.

Schaubild 51



Konjunkturell bedingte Inflationsdifferenzen

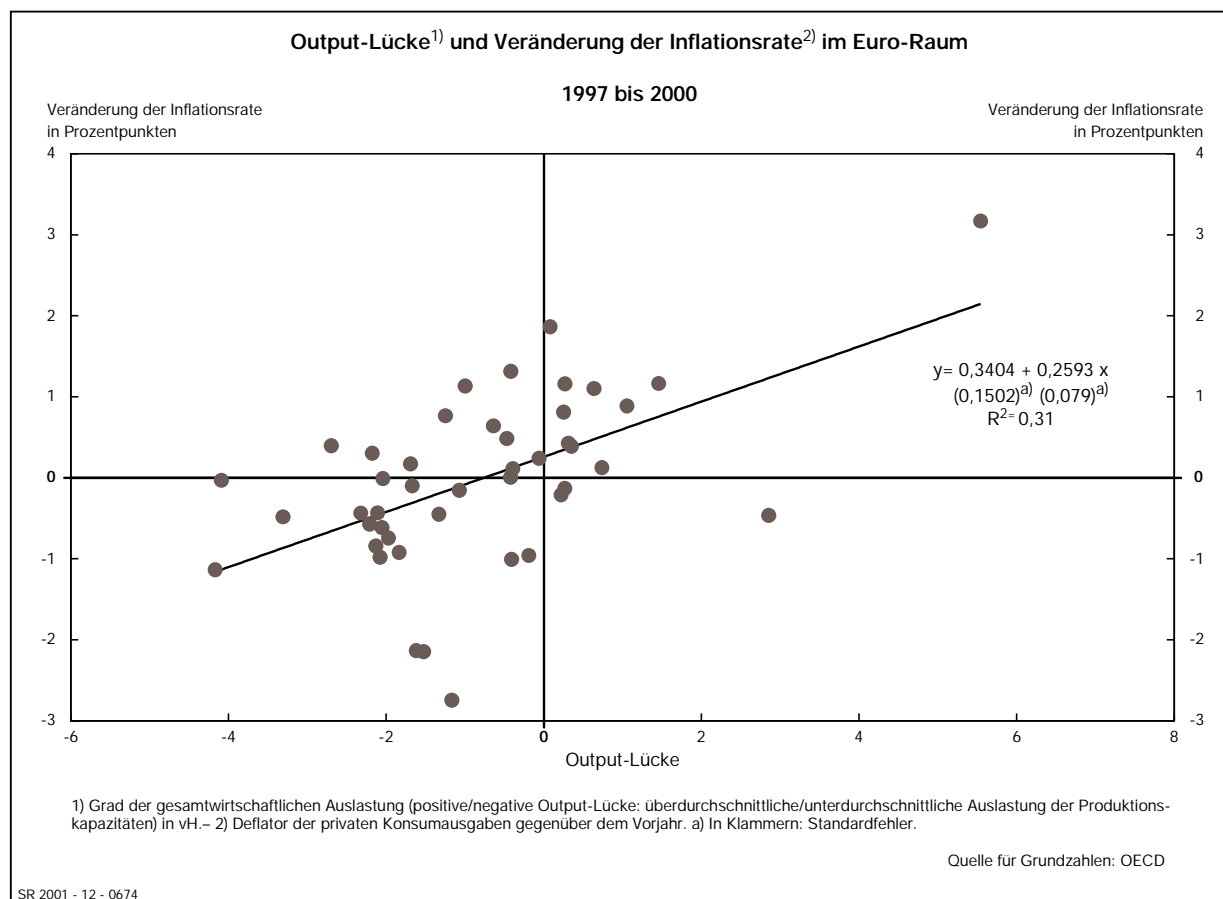
483. Konjunkturell bedingte Inflationsentwicklungen lassen sich über den Zusammenhang zwischen gesamtwirtschaftlichem Auslastungsgrad und dadurch induzierten Veränderungen des Preisniveaustiegs identifizieren. In Ländern, in denen die Auslastung der Produktionskapazitäten überdurchschnittlich ist (positive Output-Lücke), besteht tendenziell ein erhöhter Preisdruck. Dieser Zusammenhang findet sich für die Länder der Europäischen Währungsunion in den Jahren 1997 bis 2000 (Schaubild 52).

Unterschiede im konjunkturellen Verlaufsmuster erklären damit einen nicht unwesentlichen Teil der Inflationsentwicklung in den Ländern des Euro-Raums. Soweit die zyklischen Positionen zwischen diesen Ländern divergieren, werden hierdurch auch Veränderungen der Inflationsdifferenzen erklärt. Auf konjunkturelle Ursachen lassen sich jedoch nicht dauerhafte Unterschiede in den Inflationsraten zurückführen. Hier von einmal abgesehen: Zyklisch verursachte Inflationsveränderungen in den Ländern des Euro-Raums bilden für sich genommen und solange das Stabilitätsziel des Währungsraums als Ganzes dadurch nicht gefährdet wird, keinen Anlass zu Besorgnis für die gemeinsame Geldpolitik. Sie können über eine Veränderung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit zwischen den Län-

dern des Euro-Raums als automatischer Stabilisator divergierenden nationalen Konjunkturzyklen entgegenwirken. Hätten die Länder noch einen eigenen nominalen Wechselkurs, würde eine nominale Abwertung (bei vergleichsweise hoher Inflation) beziehungsweise eine nominale Aufwertung (bei vergleichsweise niedriger Inflation) die notwendige Anpassung herbeiführen. Ohne diese Möglichkeit kommt es zu realen Aufwertungen beziehungsweise realen Abwertungen, das heißt, die Anpassungen vollziehen sich ausschließlich über Veränderungen in den Güterpreisen. Reale Wechselkursänderungen sind vor allem bei asymmetrischen außenwirtschaftlichen Schocks ein geeignetes makroökonomisches Anpassungsinstrument, da sie in diesen Fällen die Zusammensetzung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage entgegen der Wirkungsrichtung des exogenen Schocks beeinflussen (Blanchard, 2001).

484. Das Argument der Vorteilhaftigkeit der Schockabsorption über eine Veränderung der relativen Preisniveaus ist allerdings insoweit zu qualifizieren, als Inflation deutliche Persistenzeigenschaften aufweist und damit nicht frei ist von den üblichen Verzögerungsproblemen einer gesamtwirtschaftlichen Stabilisierungspolitik. Der Persistenzgrad von Inflationsdifferenzen hängt beispielsweise ab vom Ausmaß an vorhandenen nominalen oder realen Rigiditäten sowie der Stabilitätskonformität der nationalen Finanzpolitik und

Schaubild 52



Lohnpolitik. Darüber hinaus sind die mit höheren Inflationsraten verbundenen gesamtwirtschaftlichen Kosten in die Betrachtung einzubeziehen; hier müssen vor allem die durch Inflation hervorgerufenen Verzerrungen im Kapitalbildungsprozess beachtet werden (Feldstein, 1999). Diese gesamtwirtschaftlichen Kosten der Inflation dürften zudem in einer nicht linearen Weise zunehmen, sodass in einer Währungsunion eine identische durchschnittliche Inflationsentwicklung mit unterschiedlichen Kosten in Abhängigkeit der nationalen Inflationsdifferenzen einhergehen kann. Trotz dieser qualifizierenden Einwände stellen zyklisch bedingte Inflationsunterschiede in einer Währungsunion eine normale Form ökonomischer Anpassung dar.

**Strukturelle Ursachen:
Der Balassa-Samuelson-Effekt**

Theoretischer Analyserahmen

485. Der Balassa-Samuelson-Effekt ist ein Erklärungsansatz für strukturelle Unterschiede in der Inflationsentwicklung zwischen einzelnen Ländern (Balassa, 1964; Samuelson, 1964). Er konzentriert sich auf realwirtschaftliche, angebotsseitige Ursachen und begründet Inflation als Resultat eines intersektoralen Anpassungsprozesses in einer Volkswirtschaft. Unterschieden wird zwischen einem Sektor, der handelbare Güter (nachfolgend mit T indiziert) herstellt, und einem Sektor, der nicht-handelbare Güter (N) produziert. Eine zentrale Annahme betrifft den Lohnbildungsprozess: Arbeitskräfte sind intersektoral mobil und ihre Arbeitsleistung ist homogen. Damit sind Niveau und Veränderungen des Nominallohns in beiden Sektoren identisch. Die Produktionsfunktionen beider Sektoren seien gegeben durch:

$$Q_T = F(A_T, K_T, L_T), \quad Q_N = G(A_N, K_N, L_N), \quad (1)$$

wobei A ein Niveauparameter der Produktionstechnologie ist und die Zeitindizes aus Gründen der Übersichtlichkeit vernachlässigt werden. Gewinnmaximierung führt bei vollkommener Konkurrenz zur Bedingung, dass in jedem Sektor das Grenzprodukt der Arbeit dem Reallohn entsprechen muss:

$$\frac{W}{P_T} = \frac{\partial F}{\partial L_T}, \quad \frac{W}{P_N} = \frac{\partial G}{\partial L_N}, \quad (2)$$

wobei W den intersektoral identischen Nominallohnsatz und P_T, P_N die sektoralen Outputpreise bezeichnen. Unter der Annahme, dass die Grenzprodukte der Arbeit in einer linearen Beziehung zu den Durchschnittsprodukten stehen, wie es beispielsweise für eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion der Fall ist, folgt aus Gleichung (2):

$$\frac{W}{P_T} = \alpha_T \frac{F}{L_T}, \quad \frac{W}{P_N} = \alpha_N \frac{G}{L_N}. \quad (3)$$

Löst man diese Bedingungen nach W auf und logarithmiert den Ausdruck, erhält man eine Beziehung zwischen dem Relativpreis der Güter und den Arbeitsproduktivitäten (Y):

$$p_N - p_T = \log\left(\frac{\alpha_T}{\alpha_N}\right) + y_T - y_N. \quad (4)$$

Kleinbuchstaben bezeichnen hierbei logarithmierte Größen. Aus Gleichung (4) folgt für die sektoralen Inflationsraten (π) für gegebene Produktionselastizitäten α_T und α_N :

$$\pi_N - \pi_T = \Delta y_T - \Delta y_N. \quad (5)$$

Die aggregierte Inflationsrate einer Volkswirtschaft ist gegeben als Mittel der Inflation in den beiden Sektoren. Die Gewichte (γ) bestehen aus den Anteilen der Sektoren an den Verbrauchsausgaben (für eine Analyse der Verbraucherpreisentwicklung) beziehungsweise am Output (bei Verwendung eines Deflatoransatzes):

$$\pi = \gamma_T \pi_T + (1 - \gamma_T) \pi_N \quad (6)$$

Fasst man Gleichung (5) und Gleichung (6) zusammen, erhält man eine Beziehung zwischen Inflation und sektoraler Produktivitätsentwicklung:

$$\pi = \pi_T + (1 - \gamma_T)(\Delta y_T - \Delta y_N). \quad (7)$$

Bei gegebener Inflation im Sektor der handelbaren Güter ist damit die Preisniveausteigerung in der Volkswirtschaft umso höher, je größer die sektorale Differenz des Produktivitätswachstums zwischen dem Sektor der handelbaren Güter und dem Sektor der nicht-handelbaren Güter ist: Produktivitätssteigerungen im Sektor der handelbaren Güter führen dort zu gleich hohen Nominallohnsteigerungen, die angesichts der Mobilität und Homogenität der Beschäftigten oder wegen einer Tariflohnpolitik der „imitierenden Lohnerhöhungen“ auch im Bereich der nicht-handelbaren Güter gezahlt werden müssen. Da in diesem Sektor den Lohnsteigerungen annahmegemäß ein geringeres Produktivitätswachstum gegenübersteht, steigen die Preise nicht-handelbarer Güter relativ zu denen der handelbaren Güter und mit ihnen die gesamtwirtschaftliche Inflationsrate.

486. Analog lässt sich unter den Annahmen der Balassa-Samuelson-Hypothese ein Ausdruck für die Inflationsdifferenz zwischen zwei Ländern in einer Währungsunion ableiten. Bezeichnet man das Ausland mit dem Index A und das Inland mit dem Index I , folgt aus Gleichung (7):

$$\pi^A - \pi^I = (\pi_T^A - \pi_T^I) + (1 - \gamma_T^A)(\Delta y_T^A - \Delta y_N^A) - (1 - \gamma_T^I)(\Delta y_T^I - \Delta y_N^I). \quad (8)$$

Gemäß Gleichung (8) liegt die Inflationsrate im Inland unter der des Auslands, wenn unter sonst gleichen Be-

dingungen die Preisniveausteigerungen bei handelbaren Gütern im Ausland höher sind oder wenn der Unterschied im sektoralen Produktivitätswachstum zwischen handelbaren und nicht-handelbaren Gütern im Inland niedriger ausfällt als im Ausland. Nimmt man an, dass sich, aufgrund des hohen güterwirtschaftlichen Integrationsgrads und aufgrund der durch die gemeinsame Währung erzeugten Preistransparenz, Preissteigerungen bei handelbaren Gütern zwischen den Ländern des Euro-Raums gleichgerichtet entwickeln, vereinfacht sich der Ausdruck in Gleichung (8) zu:

$$\pi^A - \pi^I = (1 - \gamma_T^A)(\Delta y_T^A - \Delta y_N^A) - (1 - \gamma_T^I)(\Delta y_T^I - \Delta y_N^I). \quad (9)$$

Gleichung (8) gilt in dieser Form für Inflationsdifferenzen zwischen Ländern beziehungsweise Regionen mit einer gemeinsamen Währung. Andersfalls wäre zu berücksichtigen, dass Inflationsunterschiede zusätzlich über Schwankungen des nominalen Wechselkurses beeinflusst werden können. Gilt – zumindest als langfristige Beziehung – die Kaufkraftparitätentheorie bei handelbaren Gütern, werden demnach Inflationsunterschiede in diesem Segment über entsprechende Wechselkursbewegungen ausgeglichen, dann beruhen länderübergreifende Inflationsdifferenzen langfristig einzig auf Divergenzen im sektoralen Produktivitätswachstum, das heißt, Gleichung (9) gilt auch in diesem Fall. Empirische Studien über die allgemeine Geltung der Kaufkraftparitätentheorie liefern gemischte Befunde, für den Sektor der handelbaren Güter wird sie aber bestätigt, beispielsweise Meier (1998) und Canzoneri et al. (2000). Für eine Analyse der zukünftig aufgrund der sektoralen Produktivitätswachstumsdifferenzen zu erwartenden nationalen Inflationsdifferenzen im Euro-Raum ist die Rolle des nominalen Wechselkurses ohnehin irrelevant, nicht hingegen, ob die relativen Preise handelbarer Güter zwischen Inland und Ausland einem stationären Prozess folgen.

487. Alternativ zur Herleitung des Balassa-Samuelson-Effekts über die Divergenz bei der Arbeitsproduktivität lassen sich die Beziehungen auch über die Größe „totale Faktorproduktivität“ ableiten. Letzteres hat den Vorteil einer rein angebotsseitigen technologieorientierten Erklärung. Die Arbeitsproduktivität hingegen ist nicht eine vergleichbar exogene Variable; sie wird auch nachfrageseitig beeinflusst. Obwohl damit aus theoretischen Erwägungen eine Analyse mittels totaler Faktorproduktivitäten wünschenswert erscheint, ist diese in der Praxis – abgesehen von Problemen der Datenverfügbarkeit – mit nicht geringeren Nachteilen behaftet: Totale Faktorproduktivitäten werden in der Regel als Residualgröße (Solow Residuum) empirischer Wachstumsregressionen ermittelt. In derartigen Regressionen geht mit dem Bruttoinlandsprodukt ebenfalls eine nachfrageseitig beeinflusste Größe ein, sodass auch totale Faktorproduktivitäten, insofern sie nicht konjunkturbereinigt werden, keine rein technisch determinierte exogene Größe darstellen.

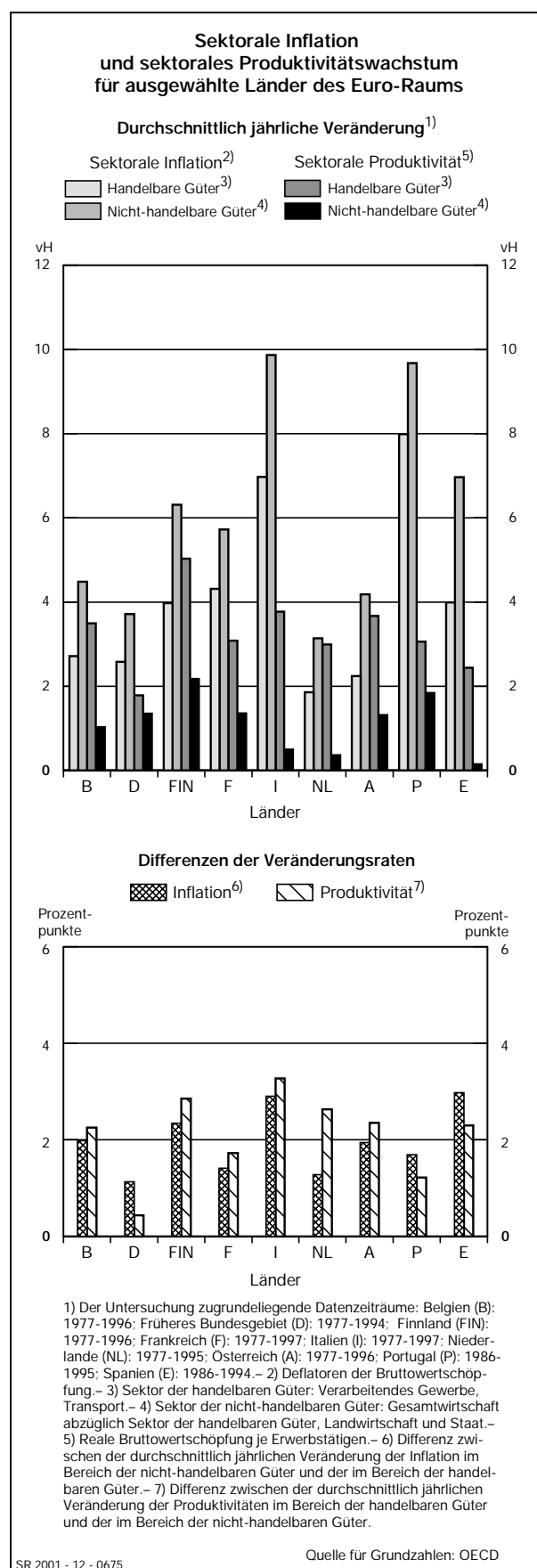
Empirische Befunde

488. Einen ersten Eindruck des dargelegten Zusammenhangs in den Ländern des Euro-Raums, für die entsprechende Daten hinreichend weit zurückreichend zur Verfügung stehen, vermittelt Schaubild 53, Seite 272. Es zeigt sich, dass für die betrachteten Perioden das durchschnittliche Wachstum der Arbeitsproduktivität im Sektor der handelbaren Güter höher war als im Sektor der nicht-handelbaren Güter. Darüber hinaus ist die Streuung zwischen den Ländern in der Inflation bei handelbaren Gütern geringer als bei nicht-handelbaren Produkten. Erkennbar ist jedoch auch, dass bei der Transmission intersektoraler Produktivitätswachstumsdifferenzen in sektorale Inflationsraten bedeutende länderspezifische Unterschiede existieren. Diesem Punkt kommt im weiteren Fortgang der empirischen Analyse eine besondere Bedeutung zu, denn es zeigt sich, dass diese länderspezifischen Heterogenitäten – neben unterschiedlichen Periodenabgrenzungen und unterschiedlichen sektoralen Klassifikationen – zu einem Großteil verantwortlich für die divergierenden Ergebnisse aktueller Studien sind, die versuchen, den Balassa-Samuelson-Effekt in der Europäischen Währungsunion zu quantifizieren.

Von zentraler Bedeutung für eine empirische Analyse des Balassa-Samuelson-Effekts ist die exakte Abgrenzung zwischen den Sektoren der handelbaren Güter und denen der nicht-handelbaren Güter. Eine derartige Abgrenzung wird immer angreifbar bleiben; dies umso mehr, als in den vergangenen Jahren immer mehr klassische Dienstleistungen handelbar geworden sind - als Beispiel mag die wachsende Bedeutung der Informations- und Kommunikationstechnologie dienen. Die hier gewählte Abgrenzung definiert den Sektor der handelbaren Güter als das Verarbeitende Gewerbe sowie den Transportsektor. Der Bereich der nicht-handelbaren Güter wird als Residualgröße ermittelt, indem von der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung die des Sektors handelbarer Güter, die der Landwirtschaft und die des Staates subtrahiert werden. Der Agrarsektor und der Staatssektor bleiben unberücksichtigt, da in der Europäischen Union die Preisbildung in diesen Bereichen weniger von marktlichen Mechanismen als durch politische Parameter beeinflusst ist, der Balassa-Samuelson-Hypothese aber gerade wettbewerbliche Anpassungsprozesse zugrunde liegen. Sektorale Inflation wird anhand der sektoralen Deflatoren gemessen. Die Datenlage in den einzelnen Ländern unterscheidet sich deutlich: Der Beginn des Beobachtungszeitraums wurde mit Ausnahme Spaniens und Portugals auf das Jahr 1977 gelegt. Die aktuellsten Daten sind die für das Jahr 1997. Die Daten für Deutschland beziehen sich auf Westdeutschland und enden im Jahre 1994. Für Irland und Luxemburg existieren keine sektoralen Daten, für Spanien und Portugal beginnt die Datenreihe erst Mitte der achtziger Jahre.

489. Auffällig ist insbesondere der geringe Unterschied im sektoralen Produktivitätswachstum in Deutschland. Im Zeitraum 1977 bis 1994 nahm hier die

Schaubild 53



Produktivität im Sektor der handelbaren Güter lediglich um durchschnittlich rund 0,4 vH pro Jahr stärker zu als im Bereich der nicht-handelbaren Güter. Eine ökonomische Begründung hierfür lässt sich zum Teil im fortgeschrittenen Entwicklungsniveau der deutschen Volkswirtschaft finden, dessentwegen im Betrachtungszeitraum im Vergleich zu aufholenden Volkswirtschaften mangels konvergenzbedingter Impulse geringere Produktivitätswachstumsdifferenzen erwartet werden konnten. Mit Blick auf die deutlich größeren Unterschiede in Frankreich, Österreich und den Niederlanden, ebenfalls Kernländer der Europäischen Währungsunion, kann diese Erklärung jedoch nicht gänzlich befriedigen.

Darüber hinaus hat sich in Deutschland die Differenz im sektoralen Produktivitätswachstum in vergleichsweise großen Unterschieden in der sektoralen Inflationsentwicklung niedergeschlagen. In den übrigen Kernländern führten die hohen Produktivitätszuwächse im Sektor handelbarer Güter bei relativ zu Deutschland teilweise deutlich niedrigeren Produktivitätszuwächsen in der Erzeugung nicht-handelbarer Güter zu vergleichsweise niedrigen Preissteigerungen bei nicht-handelbaren Gütern. Dies legt die Vermutung nahe, dass die Annahme intersektoral homogener Lohnbildung in diesen Ländern nicht unproblematisch ist. Die EWU-Kernländer Deutschland, Belgien, Österreich und die Niederlande zeichnen sich darüber hinaus durch eine weitgehend parallele Preisentwicklung bei handelbaren Gütern aus. Da im Betrachtungszeitraum die bilateralen Wechselkurse dieser Länder weitgehend stabil geblieben sind, ist es zu rechtfertigen, für eine Abschätzung der zukünftig zu erwartenden Inflationsdifferenzen zwischen den heutigen Mitgliedern des gemeinsamen Währungsraums die in der Vergangenheit beobachteten Inflationsunterschiede bei handelbaren Gütern zu vernachlässigen.

Die hohen Inflationsraten in Italien und Portugal bei handelbaren Gütern spiegeln die vergangenen Unterschiede in der stabilitätspolitischen Grundausrichtung zwischen diesen Ländern und dem EWU-Kern wider. Schließlich fällt auf, dass die Produktivitätsentwicklung bei der Erzeugung nicht-handelbarer Güter über Ländergrenzen hinweg vergleichsweise homogen verläuft. Eine augenscheinliche Ausnahme bilden die Niederlande und Spanien, deren geringe Produktivitätszuwächse vermutlich maßgeblich durch den hohen Beschäftigungsaufbau im Dienstleistungssektor in diesen Ländern erklärbar sind. Insofern es sich dabei zu einem nicht unbedeutenden Teil um eine Erhöhung von Teilzeitbeschäftigung handelte, wird dieser Effekt mangels verfügbarer Daten zu sektoralen Stundenproduktivitäten, beziehungsweise Produktivitäten berechnet mit vollzeitäquivalenten Erwerbstätigenzahlen, in der vorliegenden Analyse nicht berücksichtigt, und der tatsächliche Produktivitätszuwachs unterzeichnet.

490. In jüngster Zeit ist die Relevanz intersektoraler Unterschiede im Produktivitätswachstum für die Infla-

tionsdifferenzen zwischen den Ländern der Europäischen Währungsunion in einer Reihe von Studien getestet worden. In der empirischen Methodik unterscheiden sich diese hinsichtlich der gewählten Schätzverfahren: traditionelle Panelschätzungen versus Kointegrationsanalysen – letztere in Form eines Einzelgleichungsansatzes oder mittels Methoden der Panelkointegration.

Kointegrationsanalysen testen in der einen oder anderen Form den in Gleichung (4) postulierten langfristigen Zusammenhang zwischen den relativen sektoralen Preisniveaus und den relativen sektoralen Produktivitätsniveaus. Einzelgleichungsansätze führen diese Tests für jedes Land separat durch, Panelkointegrationsansätze überprüfen die Hypothese der stabilen Langfristbeziehung simultan für eine Gruppe von Ländern. Keiner der beiden Ansätze hat mit Blick auf die vorliegende Fragestellung prinzipielle Vorteile oder Nachteile. Angesichts der gravierenden Datenprobleme stehen für Einzelgleichungsansätze jedoch regelmäßig weniger als vierzig Beobachtungen zur Verfügung. Zwar ist für eine Analyse von Langfristbeziehungen der Zeitraum wesentlicher als die Datenfrequenz, angesichts der geringen Beobachtungszahl kann das Problem der Überparameterisierung jedoch nicht vernachlässigt werden. Panelkointegrationstests in einem gepoolten Datensatz bieten hier eine Alternative, durch die höhere Beobachtungszahl fließen mehr Informationen in die Schätzung ein. Darüber hinaus erhöht sich die Güte der Tests. Traditionelle Paneluntersuchungen testen die Zusammenhänge der Gleichung (5) oder Gleichung (7) auf Signifikanz und ökonomische Plausibilität der Größenordnung der entsprechenden Koeffizienten vor dem Hintergrund der durch die Balassa-Samuelson-Hypothese nahe gelegten Werte.

Die Untersuchung von Alberola und Tyrväinen (1998) testet die Geltung des Balassa-Samuelson-Effekts in Form eines Einzelgleichungsansatzes. Mit dem Johansen-Systemansatz wird für die einzelnen Länder im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells eine Kointegrationsbeziehung der relativen Niveaus der Variablen analog zu Gleichung (4) geschätzt. Im Ergebnis finden die Autoren für jedes Land mit Ausnahme der Niederlande die Hypothese einer Kointegrationsbeziehung bestätigt. Die Parameterwerte unterscheiden sich allerdings länderspezifisch deutlich. Die ökonomische Plausibilität der geschätzten Parameterwerte verbessert sich, wenn zusätzlich die intersektorale Lohnentwicklung in die Schätzung einbezogen wird. Canzoneri et al. (2000) untersuchen den Balassa-Samuelson-Effekt mittels eines Panelansatzes. Sie finden die Kointegrationshypothese für die betrachteten EU-Länder auf dem 10%-Signifikanzniveau bestätigt. Darüber hinaus testen sie die Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie im Sektor der handelbaren Güter. Gilt diese, sollten Abweichungen des realen Wechselkurses von der durch die Kaufkraftparitätentheorie nahegelegten Beziehung stationär sein. Ein Test auf Einheitswurzel bestätigt auch diese Theorie. Die Autoren finden ebenfalls, dass die Entwicklung der sektoralen Produktivitätsdifferenzen in den EWU-Staaten im Vergleich zu denen in Deutschland maßgeblich durch ein

höheres Wachstum im Bereich der handelbaren Güter verursacht ist. Dies legt die Gültigkeit der in zahlreichen wachstumstheoretischen Studien bestätigten „catching-up-Hypothese“ im Euro-Raum nahe.

De Grauwe und Skudelny (2000) schließlich schätzen in einem traditionellen Panelansatz mit fixed effects Gleichung (7) beziehungsweise Gleichung (8) für eine Reihe von EU-Mitgliedstaaten. Sektorale Unterschiede im Produktivitätswachstum erweisen sich in ihrer Untersuchung bei einer Schätzung der Gleichung (7) oft als insignifikant; die Inflationsrate im Sektor der handelbaren Güter leistet hingegen durchweg einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Schätzungen von Gleichung (8) liefern hingegen andere Resultate. Sektorale Produktivitätsunterschiede erweisen sich als signifikant zur Erklärung von Inflationsunterschieden zwischen den einzelnen Ländern. Allerdings unterscheiden sich die Koeffizienten der Produktivität in beiden Sektoren, was der Balassa-Samuelson-Hypothese in ihrer starken Form widerspricht.

Eine viel beachtete Studie von Sinn und Reutter (2001) testet den Zusammenhang zwischen sektoralen Wachstumsdifferenzen und sektoralen Inflationsraten nicht explizit. Vielmehr werden für die betrachteten Länder des Euro-Raums die langfristigen Durchschnitte dieser Variablen benutzt, um über den in Gleichung (9) formulierten Zusammenhang implizite Inflationsdifferenzen der jeweiligen Länder zu Deutschland zu berechnen. Damit wird die Existenz des Balassa-Samuelson-Effekts in der strengen Ausprägung der Gleichung (9) vorausgesetzt.

491. Im Folgenden wird die Frage, ob der Balassa-Samuelson-Effekt einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Inflationsentwicklung der Länder des Euro-Raums leistet, im Rahmen eines Panelkointegrationsansatzes untersucht. Die Schätzgleichung des Panelkointegrationstests ist Gleichung (4). Lässt sich zwischen den relativen Produktivitätsniveaus und den relativen Preisniveaus eine Kointegrationsbeziehung feststellen, das heißt, folgen beide Variablen nicht unterschiedlichen Trends, ist dies ein Indiz für die Geltung des besagten Effekts. Die Anwendung von Panelkointegrationstests setzt voraus, dass für die einzelnen Länder die Zeitreihen der relativen Preise und der relativen Produktivitäten I(1)-Variablen sind. Länderspezifische ADF-Tests zeigen, dass diese Voraussetzung für die betrachteten Länder erfüllt ist. Einzig für die Niederlande wird die Nullhypothese der Nichtstationarität bei den relativen Preisen verworfen. Angesichts der geringen Anzahl an Beobachtungen wurde im Falle Spaniens und Portugals auf entsprechende Tests verzichtet. Die Ergebnisse der Tests sprechen deutlich für die Existenz einer Kointegrationsbeziehung.

Die Ausgangsgleichung für Kointegrationstests in einem nichtstationären Panel mit M Mitgliedern ($i=1, \dots, M$) und L Beobachtungen ($t=1, \dots, L$) lässt sich in allgemeiner Form schreiben als :

$$y_{it} = \lambda_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Hierbei steht der Koeffizient λ für länderspezifische fixed effects. Eine Einbeziehung individueller Zeitrends und Koeffizienten für common effects ist ebenfalls problemlos möglich. Diese Spezifikation lässt damit über unterschiedliche β -Koeffizienten Heterogenität in den Kointegrationsbeziehungen zwischen x und y für die einzelnen Mitglieder zu. Sind y und x nichtstationäre Zeitreihen, dann resultiert unter der Nullhypothese „keine Kointegration“ das Problem der Scheinregression. Bei Schätzungen außerhalb eines Panels, das heißt für $M=1$, divergiert die t -Statistik des geschätzten Koeffizienten β , sodass diese unabhängig von der wahren Beziehung zwischen x und y asymptotisch Signifikanz anzeigt. Bei der Konstruktion von Kointegrationstests ist diesem Umstand durch entsprechende Korrekturen Rechnung zu tragen. Im Falle eines nichtstationären Panels wird das Problem der Scheinregression dadurch komplexer, dass nicht nur – wie im univariaten Fall – die Zeitdimension eine Rolle spielt, sondern zusätzlich die Querschnittsdimension hinzu kommt.

Analog zu traditionellen Tests auf Kointegration in Einzelgleichungsansätzen könnte man vermuten, dass Kointegrationstests bei nichtstationären Panel sich mit Hilfe der Übertragung des Konzepts der Panel-Einheitswurzeltests für univariate Zeitreihen lösen ließen – mit einer analogen Korrektur der kritischen Werte. Pedroni (1997) zeigt jedoch, dass die asymptotische Verteilung der entsprechenden Teststatistiken im Regelfall deutlich komplexer ist als bei üblichen Panel-Einheitswurzeltests. Einzig wenn die individuellen Koeffizienten β_i exogen sind und einer Homogenitätsrestriktion unterliegen, das heißt, Heterogenität in der Natur der Kointegrationsbeziehung ausgeschlossen wird, und zudem $\lambda_i=0$ für alle i gilt, sind die Kointegrationstests bei nichtstationären Panel äquivalent zu denen von Panel-Einheitswurzeltests. Im Gegensatz zu üblichen Kointegrationstests für den Fall $M=1$, ist in diesem Spezialfall für den Kointegrationstest im Panel keine Korrektur der kritischen Werte gegenüber den Einheitswurzeltests bei Ursprungsdaten notwendig.

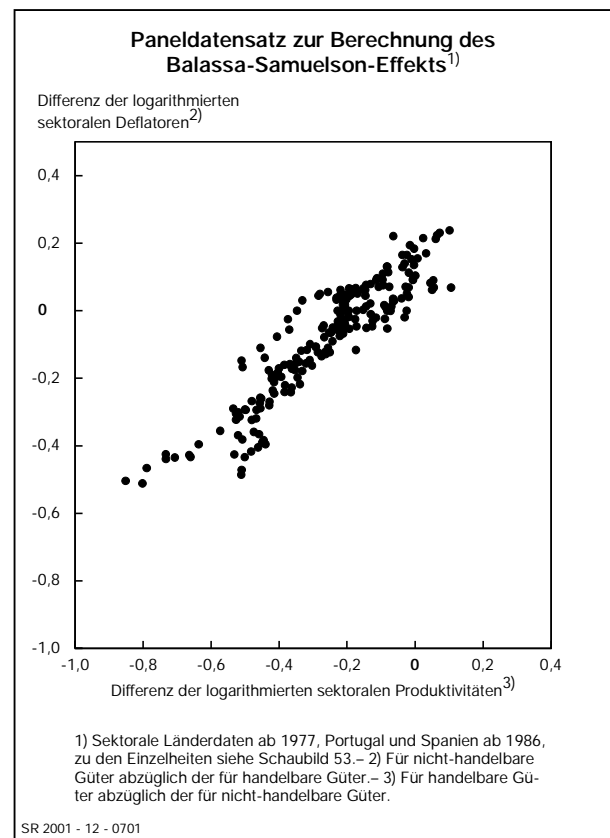
Abgesehen von diesem Spezialfall, dessen Voraussetzungen sich angesichts der in Schaubild 53 erkennbaren nationalen Heterogenitäten in der Beziehung zwischen sektoralen Produktivitäten und sektoralen Deflatoren für die vorliegende Analyse als zu einschränkend erweisen dürften, liefern die Ergebnisse traditioneller Einheitswurzeltests als Kointegrationstests verzerrte Resultate. Diesem Effekt ist mittels einer Korrektur der Varianz und des Mittelwerts Rechnung zu tragen. Unter Verwendung entsprechender Korrekturfaktoren lassen sich Teststatistiken unter der Nullhypothese „keine Kointegration“ konstruieren, die asymptotisch standardnormalverteilt sind. Pedroni (1999) zeigt zudem, dass unter der Nullhypothese die Teststatistiken für endliche Stichproben sehr nahe an ihrer asymptotischen Verteilung liegen. Dies gilt auch für Paneldatensätze, in denen die Querschnittsdimension oder die Zeitdimension relativ gering ist. Pedroni (1997) analysiert die asymptotische Verteilung einer ganzen Reihe von Teststatistiken. Aufgrund der zugelassenen Heterogenität in den einzelnen Koeffizienten, erfassen die Tests lediglich die in den Residuen

enthaltene gepoolte Information über mögliche Langfristbeziehungen.

Die Teststatistiken lassen sich in zwei Gruppen einteilen: Panel-Statistiken und Group-Mean-Statistiken. Diese unterscheiden sich mit Blick auf die Behandlung des Koeffizienten vor dem autoregressiven Term in der Residuenschätzgleichung im Rahmen des Kointegrationstests. Die Nullhypothese für beide Grundtypen postuliert einen Wert dieses Koeffizienten von eins. Die Alternativhypothese im Group-Mean-Verfahren erlaubt heterogene Werte kleiner als eins für die M Mitglieder, wohingegen die Alternativhypothese der Panel-Teststatistiken identische Koeffizientenwerte beinhaltet. Demzufolge erlauben die Group-Mean-Tests einen zusätzlichen Heterogenitätsgrad. Die einzelnen Teststatistiken sind die analogen Panelversionen traditionell verwendeter Einheitswurzeltests: nicht-parametrische PP-Statistik gemäß Phillips und Perron und das Panel-Analogon zur ADF-Statistik. Sämtliche Statistiken sind linksseitige Tests.

In Schaubild 54 ist der von uns verwendete Paneldatensatz graphisch dargestellt. Die Ergebnisse des Kointegrationstests finden sich in Tabelle 52. Die Befunde sprechen eindeutig für Kointegration.

Schaubild 54



492. Die Ergebnisse der empirischen Analyse stützen die Hypothese eines im Euro-Raum wirksamen Balassa-Samuelson-Effekts insoweit, als für die Gruppe

Tabelle 52

Panelkointegrationstest zur Überprüfung des Balassa-Samuelson-Effekts¹⁾

Panelteststatistiken ²⁾	
Statistik	Wert
Panel-PP-Statistik	- 2,13910
Panel-ADF-Statistik	- 2,15621
Group-PP-Statistik	- 2,74347
Group-ADF-Statistik	- 2,96671

¹⁾ Sektorale Länderdaten ab 1977, Portugal und Spanien ab 1986.
²⁾ Als Schätzgleichung wurde Gleichung (4) in Ziffer 485 zugrunde gelegt.

Quelle für Grundzahlen: OECD

der betrachteten Länder insgesamt eine Langfristbeziehung zwischen den sektoralen Produktivitätsniveaus und sektoralen Preisniveaus gefunden wird. Schaubild 53 legt jedoch die Vermutung nahe, dass bedeutende länderspezifische Unterschiede in der Ausprägung dieser Kointegrationsbeziehung existieren. Diese Vermutung lässt sich empirisch testen, indem die Kointegrationsbeziehungen aus Gleichung (4) für die einzelnen Länder geschätzt werden. λ als Konstante ersetzt die logarithmierten Produktionselastizitäten in Gleichung (4):

$$p_{N,i} - p_{T,i} = \lambda_i + \beta_i (y_{T,i} - y_{N,i}) + \varepsilon_i \quad (11)$$

Die Gleichungen wurden mittels eines Panel-FM-OLS-Ansatzes geschätzt. Die Balassa-Samuelson-Hypothese in ihrer strengen Form beinhaltet die Nullhypothese $\beta_i = \beta = 1$. Diese wird für vier von neun Ländern verworfen. Und auch für das gesamte Panel erweist sich diese Hypothese mit einem Koeffizienten von 0,87 als nicht haltbar. Die länderspezifischen Koeffizienten variieren erheblich, von 0,38 für Österreich bis 1,52 für Deutschland (Tabelle 53).

Ein gewöhnlicher OLS-Schätzer weist im Falle kointegrierter Variablen die Eigenschaft der Superkonsistenz auf, das heißt, die geschätzten Parameter nähern sich mit zunehmender Zeitdimension rasch ihren wahren Werten. Die Wahrscheinlichkeitsverteilung dieser Parameter ist jedoch asymptotisch verzerrt und nicht unabhängig von Einflüssen aufgrund kurzfristiger Dynamik in den endogenen Variablen. Zur Beseitigung dieser Probleme bei der Schätzung von Kointegrationsbeziehungen existieren unterschiedliche Methoden, beispielsweise der Johansen-System-Ansatz (Ziffern 498 ff.). Letzterer ist jedoch aufgrund der zusätzlich zur Zeitdimension zu berücksichtigenden Querschnittsdimension wenig praktikabel für Schätzungen eines dynamischen Panels. Ein Fully-Modified (FM)-Ansatz bietet

Tabelle 53

Test auf länderübergreifende Homogenität des Balassa-Samuelson-Effekts¹⁾

Land ²⁾	Koeffizient	t-Wert
Belgien	1,07	1,27
Deutschland	1,52	4,50
Finnland	0,72	- 4,68
Frankreich	0,72	- 0,70
Italien	0,65	- 7,83
Niederlande	0,77	- 1,33
Österreich	0,38	- 7,36
Portugal	0,86	- 0,83
Spanien	1,10	0,61
Panel Group FM-OLS...	0,87	- 5,45

¹⁾ Schätzung mit heterogenen Koeffizienten; Schätzmethode: Panel-FM-OLS; zugrunde gelegte Regressionsgleichung siehe Gleichung (11), Ziffer 492.

²⁾ Sektorale Länderdaten ab 1977, Portugal und Spanien ab 1986.

Quelle für Grundzahlen: OECD

hier eine alternative Schätzmethode. Der von Pedroni (2000) entwickelte FM-OLS-Schätzer liefert Teststatistiken, die asymptotisch unverzerrt und standardnormalverteilt sind. Darüber hinaus erlaubt der Ansatz eine weitgehende Heterogenität in der kurzfristigen Dynamik und in den fixed effects. Der im Rahmen der vorliegenden Analyse verwendete Group-Mean-Schätzer geht von der Nullhypothese eines homogenen Kointegrationsvektors aus; die Alternativhypothese lässt heterogene Kointegrationsbeziehungen zu. Darüber hinaus liefern bei Vorliegen heterogener Koeffizienten Group-Mean-Schätzer konsistente Punktschätzungen der Langfristbeziehung für den Stichprobendurchschnitt. Für endliche Stichproben zeigt Pedroni (2000), dass der Group-Mean-Schätzer deutliche Vorteile gegenüber alternativen Schätzern aufweist, insbesondere dann, wenn die Heterogenität im Querschnitt groß und die Stichprobe klein sind.

Die gefundene Bandbreite und Größenordnung stimmt weitgehend mit den Ergebnissen der Einzelgleichungsschätzungen von Alberola und Tyrväinen (1998) im Rahmen des Johansen-Ansatzes überein, was für eine gewisse Robustheit der Resultate spricht. Der Balassa-Samuelson-Effekt spielt eine Rolle bei der Erklärung der Inflationsentwicklung in den Ländern des Euro-Raums; die von der Theorie nahe gelegte strenge Form des Zusammenhangs zwischen Produktivitätsentwicklung und Inflation lässt sich jedoch angesichts signifikanter länderspezifischer Heterogenitäten empirisch nicht belegen.

493. Vor dem Hintergrund dieser Befunde lässt sich abschließend eine Quantifizierung der auf den Balassa-Samuelson-Effekt zurückzuführenden Inflationsunter-

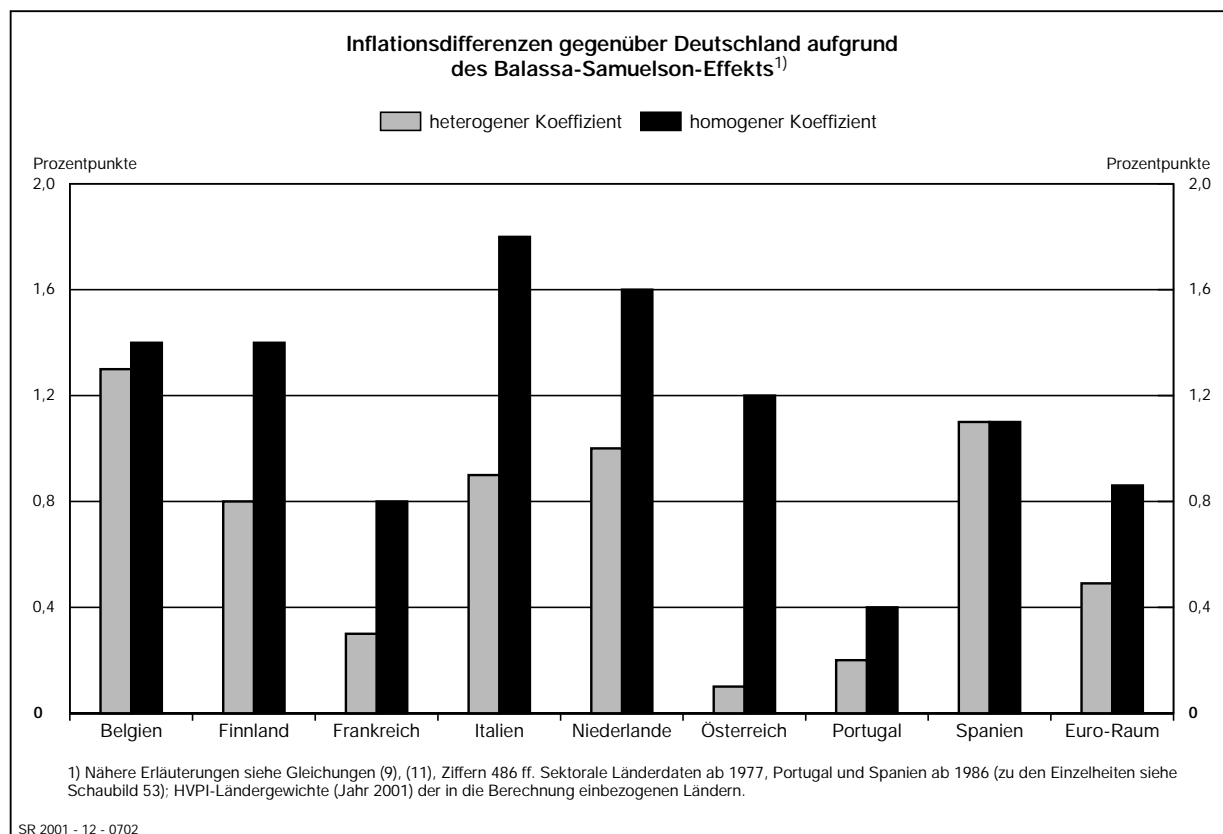
schiede im Euro-Raum durchführen. Hierzu soll Gleichung (9) dienen. Um zu verdeutlichen, welche Konsequenz die Berücksichtigung der festgestellten nationalen Heterogenität hat, werden zunächst implizite Inflationsdifferenzen unter der Annahme der Geltung des strengen Balassa-Samuelson-Effekts berechnet; in einem zweiten Schritt werden die Berechnungen erneut durchgeführt, diesmal jedoch unter Berücksichtigung der geschätzten heterogenen länderspezifischen Koeffizienten.

Für das Produktivitätswachstum werden die langjährigen Durchschnitte der länderspezifischen Betrachtungszeiträume frühestens ab dem Jahre 1977 verwendet, als Anteil des Sektors der handelbaren Güter die Daten des letzten verfügbaren Jahres. Referenzland der Kalkulation ist Deutschland als ökonomisch größtes Mitgliedsland des Euro-Raums. Deutschland ist zudem dasjenige Land mit der geringsten sektoralen Produktivitätswachstumsdifferenz, sodass die errechneten strukturellen Inflationsunterschiede im Euro-Raum eine Obergrenze darstellen. Die impliziten Inflationsdifferenzen geben damit die Inflationsrate im jeweiligen Land an, die aus den vergangenen Produktivitätsentwicklungen resultiert, wenn in Deutschland Nullinflation herrscht.

Würde der Balassa-Samuelson-Effekt in seiner strengen Form gelten, ergibt sich in sämtlichen der be-

trachteten Länder eine positive Inflationsdifferenz zu Deutschland. Diese reicht von 0,4 Prozentpunkten in Portugal beziehungsweise 0,8 Prozentpunkten in Frankreich bis zu 1,8 Prozentpunkten im Falle Italiens (Schaubild 55). Für sämtliche Länder mit Ausnahme Portugals und Frankreichs beträgt die implizite Inflationsdifferenz zu Deutschland mehr als einen Prozentpunkt. Für den Euro-Raum in der hier betrachteten Zusammensetzung ergibt sich eine implizite Inflationsdifferenz von 0,9 Prozentpunkten. Diese Größenordnung liegt geringfügig unter den Ergebnissen der Studie von Sinn und Reutter (2001). Unterstellt man, dass die gemessene Inflationsrate im Euro-Raum durch Erfassungsprobleme, beispielsweise nicht berücksichtigte Substitutionseffekte und Qualitätsverbesserungen, um 0,75 Prozentpunkte bis ein Prozentpunkt nach oben verzerrt ist, und betrachtet man diese Größenordnung demzufolge als von der Geldpolitik zu tolerierende Preissteigerung, dann führt ein auf den Balassa-Samuelson-Effekt zurückführbares zusätzliches strukturelles Inflationspotential von annähernd einem Prozentpunkt zu latenten Preissteigerungen, die nahe an der von der Europäischen Zentralbank definierten mittelfristigen Stabilitätsmarke von 2 vH liegen. Vor diesem Hintergrund erstaunt es nicht, dass Stimmen laut geworden sind, die dieses geldpolitische Stabilitätsziel für zu ambitioniert halten und eine Korrektur fordern, da sonst die geldpolitischen Rahmenbedingungen für die Länder mit niedriger struktureller Inflation – allen voran Deutschland – im Durchschnitt zu restriktiv seien.

Schaubild 55



494. Berücksichtigt man explizit die länderspezifischen Heterogenitäten, so resultiert bei einer erneuten Berechnung impliziter Inflationsdifferenzen zu Deutschland eine erheblich geringere Bedeutung der sektoralen Produktivitätsunterschiede als Determinante struktureller Inflationsunterschiede. Für das Aggregat des Euro-Raums vermindert sich der Effekt von 0,9 Prozentpunkten auf 0,5 Prozentpunkte. Für Frankreich beispielsweise reduziert sich die Differenz von 0,8 Prozentpunkten auf nunmehr 0,3 Prozentpunkte.

495. Zu den Faktoren, die für die beobachtete Heterogenität im Produktivitäts-Inflations-Nexus verantwortlich sein können, zählen beispielsweise das sektorale Lohnsetzungsverhalten, da die Annahme der intersektoralen Homogenität der Lohnbildung eine zentrale Rolle für die Geltung des Balassa-Samuelson-Effekts spielt. Darüber hinaus dürften dem Ausmaß der Regulierung des Dienstleistungssektors und auch Nachfrageinflüssen eine wichtige Bedeutung zukommen: Da im Rahmen dieser Analyse die Variable Arbeitsproduktivität verwendet wird, schlagen sich in den Schätzwerten für die einzelnen Koeffizienten vermutlich auch national unterschiedliche Nachfrageentwicklungen nieder.

Im Vergleich zu den Ergebnissen anderer Studien zeigt unsere Analyse, dass die Einbeziehung empirisch nachgewiesener Heterogenitäten das Potential für auf den Balassa-Samuelson-Effekt zurückzuführende struktu-

relle Inflationsdifferenzen in erheblichem Maße vermindert (Tabelle 54).

Schlussfolgerungen

496. Die Bedeutung des Balassa-Samuelson-Effekts für die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank ist vor dem Hintergrund der empirischen Resultate nicht so groß wie mancherorts angenommen wird. Ein strukturelles Inflationspotential von annähernd 0,5 vH in Kombination mit Messproblemen der Inflation in einer vermuteten Größenordnung von 0,75 Prozentpunkten bis ein Prozentpunkt bieten hinreichend Spielraum für die Einhaltung einer Stabilitätsobergrenze von mittelfristig 2 vH. Dies umso mehr, als letztere als mittelfristiges Konzept operationalisiert ist. Ein relevantes Problem für die europäische Geldpolitik sind die verzeichneten Inflationsdifferenzen also nicht.

497. Die anstehende Osterweiterung der Europäischen Union wird aller Voraussicht nach die Relevanz struktureller Inflationsunterschiede in der dann vergrößerten Europäischen Währungsunion erhöhen. Die zehn Beitrittskandidaten haben eine durchschnittliche Arbeitsproduktivität, die rund 40 vH des Durchschnitts der heutigen Europäischen Union entspricht. Dies legt ein bedeutendes Potential für langfristige Aufholprozesse nahe. In einer aktuellen Studie findet sich in der Tat der Balassa-Samuelson-Effekt in den Ländern Mittel- und Osteuropas als signifikanter Erklärungsfaktor

Tabelle 54

Ergebnisvergleich der Berechnungen zum Balassa-Samuelson-Effekt gegenüber Deutschland

Inflationsdifferenz zu Deutschland ¹⁾					
	Alberola/ Tyrväinen (ab 1975)	Canzoneri et al. (1973–1997)	Sinn/ Reutter (1987–1995)	Sachverständigenrat (ab 1977)	
	<i>Heterogener β-Koeffizient</i>	<i>Homogener β-Koeffizient</i>	<i>Homogener β-Koeffizient</i>	<i>Heterogener β-Koeffizient</i>	<i>Homogener β-Koeffizient</i>
Belgien.....	1,8	1,6	0,8	1,3	1,4
Finnland.....	1,1	1,6	2,7	0,8	1,4
Frankreich.....	0,4	1,4	1,3	0,3	0,8
Italien.....	1,1	1,8	1,5	0,9	1,8
Niederlande.....	1,0	:	1,4	1,0	1,6
Österreich.....	0,5	0,8	1,4	0,1	1,2
Portugal.....	:	:	0,8	0,2	0,4
Spanien.....	1,8	1,4	1,5	1,1	1,1
Euro-Raum ²⁾	0,7	0,7	1,0	0,5	0,9

¹⁾ Annahme: Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie zwischen den Ländern im Bereich der handelbaren Güter.

²⁾ Eigene Berechnung basierend auf den in die jeweilige Untersuchung einbezogenen Länder; gewichtet mit den HVPI-Ländergewichten (Jahr 2001) der in die Berechnung einbezogenen Länder.

für Inflationsentwicklungen in diesen Volkswirtschaften (Halpern und Wyplosz, 2001).

Damit wird die Größenordnung des Balassa-Samuelson-Effekts für die Europäische Währungsunion zu nehmen, wenn die Transformationsländer Mitglieder des gemeinsamen Währungsraums sein werden. Die Implikationen für die aggregierte Preisentwicklung im Euro-Raum hängen jedoch nicht nur von der Größe der durch diese Länder induzierten Inflationsdifferenzen ab, sondern auch von dem ökonomischen Gewicht, welches die mittel- und osteuropäischen Länder zukünftig im Euro-Raum haben werden. Dieses beträgt gegenwärtig insgesamt 6,3 vH des Bruttoinlandsprodukts des Euro-Raums, etwa der heutige Anteil der Niederlande. Unter der Annahme, dass die zehn Beitrittsländer im Durchschnitt eine um 4 vH höhere Inflationsrate als der Euro-Raum haben, entstände ein aggregierter Inflationsimpuls von 0,25 Prozentpunkten für die erweiterte Währungsunion. Diese Größenordnung erscheint von eher zweitrangiger Bedeutung. Zudem dürfte sie ein Maximum darstellen. Die Deutsche Bundesbank (2001) geht von einer strukturellen Inflationsdifferenz von 2 vH bis 2½ vH aus. Damit halbiert sich der Impuls auf rund 0,1 Prozentpunkte.

Somit wird auch nach dem Beitritt der mittel- und osteuropäischen Länder in die Europäische Währungsunion die Europäische Zentralbank aus Gründen konvergenzbedingter Preissteigerungen in den neuen Mitgliedsländern die Preisnorm nicht anheben müssen.

Literaturverzeichnis

Alberola, E. und T. Tyrväinen (1998) *Is there Scope for Inflation Differentials in EMU?*, Discussion Paper 15/98, Bank of Finland.

Balassa, B. (1964) *The Purchasing Power Doctrine: A Reappraisal*, Journal of Political Economy, 72, 585–596.

Blanchard, O. (2001) *Country Adjustments Within Euro-land. Lessons after Two Years*, <http://web.mit.edu/blanchar/www/articles.html>.

Canzoneri, M.; R. Cumby; B. Diba und G. Eudey (2000) *Trends in European Productivity. Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and In-*

flation Differentials, Working Paper, Georgetown University, Washington.

De Grauwe, P. und F. Skudelny (2000) *Inflation and Productivity Differentials in EMU*, Discussion Paper, University of Leuven.

Deutsche Bundesbank (2001) *Währungspolitische Aspekte der EU-Erweiterung*, Monatsbericht Oktober, 15–33.

Europäische Zentralbank (1999) *Inflationsunterschiede in einer Währungsunion*, Monatsbericht Oktober.

Feldstein, M. (1999) *The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability*, in: Feldstein, M. (Hrsg., 1999) *The Costs and Benefits of Price Stability*, Chicago.

Halpern, L. und C. Wyplosz (2001) *Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, <http://heiwwww.unige.ch/~wyplosz/>.

Meier, C.-P. (1998) *Reale Wechselkurse und internationale Wettbewerbsfähigkeit*, Köln, Institut für Wirtschaftspolitik.

Pedroni, P. (1997) *Panel Cointegration. Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series with an Application to the PP Hypothesis*, Working Paper, University of Indiana.

Pedroni, P. (1999) *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogenous Panels with Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 653–670.

Pedroni, P. (2000) *Fully Modified OLS for Heterogenous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity*, in: Baltagi, B. H. (Hrsg., 2000) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, an Dynamic Panels*, Amsterdam.

Samuelson, P. (1964) *Theoretical Notes on Trade Problems*, Review of Economics and Statistics, 46, 145–154.

Sinn, H. W. und M. Reutter (2001) *The Minimum Inflation Rate for Euro-land*, Working Paper, NBER.

III. Empirische Untersuchung zur Kontrollierbarkeit der Geldmenge M3

498. Gemäß ihrem gesetzlichen Auftrag verfolgt die Europäische Zentralbank, ebenso wie die Deutsche Bundesbank vor dem Jahre 1999, als übergeordnetes Ziel die Wahrung der Preisniveaustabilität. Im Rahmen der Zwei-Säulen-Strategie wird in der ersten Säule der Geldmenge M3 eine herausragende Bedeutung beigegeben. Damit stellt sich die Frage, inwieweit die Entwicklung dieses Geldmengenaggregats durch den Einsatz geldpolitischer Instrumente kontrolliert werden kann und ob eine stabile langfristige Beziehung zwischen dem Geldmengenaggregat und dem Preisniveau innerhalb des Währungsgebiets besteht. Während die Stabilität der Beziehung zwischen der Geldmenge M3 und dem Preisniveau für den Euro-Raum wie auch zuvor für Deutschland in zahlreichen Arbeiten empirisch mit zumeist positiven Ergebnissen untersucht wurde, ist die Frage nach der Kontrollierbarkeit der Geldmenge noch nicht geklärt.

Die Kontrollierbarkeit der Geldmenge setzt nicht nur eine stabile Beziehung zwischen der Politikvariablen und der Geldmenge voraus, es bedarf noch der Erfüllung zweier weiterer Bedingungen: Zum einen muss die Politikvariable von den anderen Variablen, welche die Geldnachfrage beeinflussen, in dem Sinne unabhängig sein, dass sie von der Zentralbank auch tatsächlich „autonom“ gesetzt werden kann, sie muss also exogen sein. Zum anderen muss die Auswirkung einer Änderung in der Politikvariablen auf die Geldmenge M3 zuverlässig prognostizierbar sein. Beiden Fragestellungen wird hier im Rahmen eines kointegrierten Vektorfehlerkorrekturmodells (VEC-Modell) innerhalb eines Geldnachfragesystems nachgegangen. Die erste Frage wird mit Hilfe von Tests auf die Exogenität der Politikvariablen beantwortet, während die zweite Frage anhand von Impulsantwortfolgen untersucht wird. Als Politikvariable wird hier der kurzfristige Zins betrachtet.

Die Untersuchung wird zunächst für Deutschland und dann für den Euro-Raum durchgeführt. Dabei dient Deutschland, ein typischer Vertreter einer Geldmengenstrategie, als Referenzmaßstab.

Konzeption der Kontrollierbarkeit der Geldmenge

499. Die Kontrollierbarkeit eines weitgefassten Geldmengenaggregats, wie es M3 darstellt, durch das zinspolitische Instrumentarium ist keineswegs automatisch sichergestellt: Eine Erhöhung der kurzfristigen Zinsen impliziert einen Preiseffekt, der sich in einen Substitutionseffekt und einen Vermögenseffekt zerlegen lässt. Für die unverzinslichen Teile des Aggregats, die bei M3 im Euro-Raum rund ein Drittel ausmachen, steigen die Opportunitätskosten der Geldhaltung, es kommt also zu einem negativen Substitutionseffekt, während sich für die verzinslichen Teile im Allgemeinen ein positiver Substitutionseffekt einstellt. Eine Zinssatzanhebung wirkt darüber hinaus über einen negativen Vermögenseffekt, der sich aus der zinsinduzierten niedrigeren Be-

wertung von Wertpapieren ergibt. Ändern die Wirtschaftssubjekte ihre präferierte Portfoliostruktur nämlich nicht, führt der Einkommensverlust zu einer Reduktion aller Vermögensbestandteile gleichermaßen. Die Vermögenshaltung außerhalb und innerhalb der Geldmengenabgrenzung M3 wird reduziert, und die Geldmenge M3 sinkt.

Die Reaktion der Geldmenge M3 auf eine Zinssatzanhebung stellt sich also als Zusammenspiel zweier Einzeleffekte dar. Überwiegt beispielsweise ein insgesamt positiver Substitutionseffekt kurzfristig den negativen Vermögenseffekt, würde dies zu einer perversen Reaktion führen, die die Geldmenge infolge einer Zinserhöhung steigen ließe. Gleichen sich beide Effekte aus, hätte die Zinssatzerhöhung keine sichtbare Wirkung. In beiden Fällen wäre die Kontrollierbarkeit der Geldmenge beeinträchtigt.

500. Ob die Geldmenge nun durch die Notenbank kontrolliert werden kann, wird hier in einem makroökonomischen Modell untersucht, wie es in der Literatur zur Schätzung von Geldnachfragefunktionen weit verbreitet ist (so beispielsweise bei Coenen und Vega, 1999; Brand und Casolla, 2000; Hubrich, 2001). Das Modell besteht aus drei Langfristbeziehungen: der Geldnachfragefunktion, die die Geldnachfrage in Abhängigkeit verschiedener Variablen erklärt; der Erwartungshypothese der Zinsstruktur, die den Zusammenhang zwischen Zinsen unterschiedlicher Fristigkeit betrifft, und der Fisher-Hypothese, die einen Zusammenhang zwischen den langfristigen Zinsen und der Inflationsrate postuliert.

Die Geldnachfragefunktion

501. Gemäß der Kernannahme dieses Modells halten die Wirtschaftssubjekte aus zwei Motiven Kasse: zum einen zu Transaktionszwecken, zum anderen aus Wertaufbewahrungsmotiven. Für die gewünschte Geldmenge M_t^{N*} gilt:

$$M_t^{N*} = f(P_t V_t, z_{L,t}, z_{K,t}). \quad (1)$$

Hierbei bezeichnet P_t das Preisniveau, V_t das reale Transaktionsvolumen und $z_{L,t}$ und $z_{K,t}$ die langfristigen beziehungsweise die kurzfristigen Nominalzinsen. $P_t V_t$ stellt somit das nominale Transaktionsvolumen dar, an dem sich die Nominalkasse für Transaktionszwecke ausrichtet. Üblicherweise wird Homogenität der Geldnachfrage unterstellt, sodass die gewünschte reale Geldmenge in Abhängigkeit des realen Transaktionsvolumens modelliert wird. Der langfristige Zins stellt die entgangenen Zinseinnahmen dar, die auf die Kassenhaltung zurückzuführen sind, während der kurzfristige Zins die Eigenverzinsung einer weitgefassten und somit teilweise verzinslichen Geldmenge berücksichtigt. Stellte man allein auf die Opportunitätskosten der Kassenhaltung ab, so könnte man die beiden einzelnen Zinssätze in der Funktion durch die Zinsdifferenz ersetzen. Dies ist jedoch eine sehr restriktive Annahme,

die betragsmäßig gleiche Elastizitäten der Geldnachfrage in Bezug auf die kurzfristigen und die langfristigen Zinsen unterstellen würde. Diese Annahme wird hier nicht getroffen. In log-linearer Approximation wird Gleichung (1) zu

$$m_t^* = m_t^{N*} - p_t = \gamma_1 + \gamma_2 v_t + \gamma_3 z_{L,t} + \gamma_4 z_{K,t}, \quad (2)$$

wobei Kleinbuchstaben für logarithmierte Größen stehen. Die gleichgewichtige Geldnachfrage hängt auch von der Inflationsrate ab, sofern die Wirtschaftssubjekte ihre tatsächliche Realkasse nur unter Inkaufnahme von Transaktionskosten an die gewünschte Realkasse anpassen können und diese Kosten bei der tatsächlichen Geldnachfrage berücksichtigen (Wolters und Lütkepohl, 1997). Es ergibt sich dann letztlich folgende Geldnachfragefunktion:

$$m_t = \tilde{\gamma}_1 + \tilde{\gamma}_2 \Delta p_t + \tilde{\gamma}_3 v_t + \tilde{\gamma}_4 z_{L,t} + \tilde{\gamma}_5 z_{K,t}. \quad (3)$$

Streng genommen müsste auch eine Vermögensvariable in die Geldnachfragefunktion aufgenommen werden, um die Kassenhaltung aus Wertaufbewahrungsmotiven zu modellieren. Allerdings stehen dafür keine adäquaten Daten zur Verfügung und insofern muss die Transaktionsvariable einen Teil des Vermögenseffekts aufnehmen.

Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur

502. Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur besagt, dass sich der langfristige Zins aufgrund der Arbitragemöglichkeit durch wiederholte kurzfristige Anlage aus den Erwartungswerten der zukünftigen kurzfristigen Zinsen ergibt, erhöht um eine von Wirtschaftssubjekten geforderte Liquiditäts- oder Risikoprämie. Es gilt also:

$$1 + z_t^{(h)} = E_t \left(\prod_{i=0}^{h-1} (1 + z_{t+i}^{(1)}) \right)^{1/h} + P_h, \quad (4)$$

wobei $z_t^{(h)}$ den Zins für eine Anlage mit einer Restlaufzeit von h Perioden bezeichnet und P_h die Risiko- oder Liquiditätsprämie. Sie sollte im Allgemeinen positiv sein, da das Halten einer längerfristigen Anlage ein höheres Risiko beziehungsweise einen längeren Liquiditätsverzicht mit sich bringt. In linearer Approximation und unter der Annahme, dass die kurzfristigen Zinsen $z_{K,t}$ einem Martingalprozess folgen, ergibt sich für die langfristigen Zinsen $z_{L,t}$:

$$z_{L,t} = \theta_1 + \theta_2 z_{K,t} + u_t. \quad (5)$$

Hierbei bezeichnet u_t einen stationären Prozess. In der strengen Form der Erwartungshypothese muss $\theta_1 = 0$ und $\theta_2 = 1$ gelten. Es wird dann also keine Risiko- oder Liquiditätsprämie gezahlt. Die gängige Form der Erwartungshypothese verzichtet allerdings auf diese sehr restriktive Annahme und fordert lediglich, dass $\theta_2 = 1$ gilt. Allerdings ist eine weitere Analyse der Zinsbeziehungen selbst dann sinnvoll, wenn auch diese Annahme verletzt ist, da immer noch eine langfristige Beziehung zwischen den verschiedenen Zinsen existieren kann, auch wenn Änderungen bei den Kurzfristzinsen nicht eins zu eins auf die Langfristzinsen durchwirken.

Die Fisher-Hypothese

Die Fisher-Hypothese

503. Die Fisher-Hypothese besagt, dass sich die Nominalzinsen aus den Realzinsen und der erwarteten Inflationsrate ergeben:

$$1 + z_t^{(h)} = E([1 + \Delta_h p_{t+h}]^{1/h} [1 + z_{Rt}^{(h)}]), \quad (6)$$

wobei z_{Rt} die Realzinsen bezeichnen und Δ_h den Differenzenoperator der Ordnung h . In log-linearer Approximation und unter Annahme rationaler Erwartungen lässt sich für die Nominalzinsen folgern:

$$z_t^{(h)} = 1/h \Delta_h p_{t+h} + z_{Rt}^{(h)} + u_t. \quad (7)$$

Da man die Fisher-Hypothese aus einer Portfolioentscheidung zwischen einer Sachanlage und einer Finanzanlage herleiten kann, ist es sinnvoll, sie eher auf den langfristigen Zins zu beziehen. Unterstellt man darüber hinaus, dass der Realzins einem stationären Prozess folgt, so sollte eine langfristig stabile Beziehung zwischen dem nominalen langfristigen Zins und der Inflationsrate existieren:

$$z_{L,t} = \delta_1 + \delta_2 \Delta p_t + u_t. \quad (8)$$

Hierbei stellt u_t einen Prozess weißen Rauschens dar. δ_2 sollte theoretisch gleich eins sein. Abweichungen davon kann man allerdings durch eine unterschiedliche steuerliche Behandlung von Sach- und Finanzanlagen erklären. Von daher sollte diese Restriktion zunächst einem empirischen Test unterzogen werden, bevor sie eingesetzt wird.

Schätzverfahren

504. Zusammengefasst lässt sich das Modell unter Vernachlässigung von Zeitindizes und Störtermen schreiben als:

$$m = \beta_{0,1} + \beta_{2,1} \Delta p + \beta_{3,1} v + \beta_{4,1} z_L + \beta_{5,1} z_K \quad (9)$$

$$z_L = \beta_{0,2} + \beta_{2,2} \Delta p \quad (10)$$

$$z_L = \beta_{0,3} + \beta_{5,3} z_K. \quad (11)$$

Zwischen den Variablen, die zur Erklärung der Geldnachfrage herangezogen werden, bestehen also ebenfalls langfristige Beziehungen, die bei der Schätzung der Gleichung (9) berücksichtigt werden müssen. Deshalb kann die Kontrollierbarkeit der Geldmenge nicht in dem Einzelgleichungsansatz (3) untersucht werden. Es ist vielmehr die Schätzung in einem gemeinsamen Modell notwendig, wobei hier ein Vektorfehlerkorrek-

turmodell benutzt wird. Die Herleitung dieses ökonomischen Verfahrens folgt hier einem eher intuitiven Ansatz. Eine strengere Herleitung findet sich zum Beispiel bei Johansen (1995). Zunächst einmal werden alle Variablen in einem Vektor Y zusammengefasst, $Y_t = (m_t, \Delta p_t, v_t, z_{L,t}, z_{K,t})'$. Dann lässt sich das Modell (9) bis (11) unter Vernachlässigung der Absolutglieder in Kurzform schreiben als $\beta' Y_t = \varepsilon_t$:

$$\begin{pmatrix} -1 & \beta_{2,1} & \beta_{3,1} & \beta_{4,1} & \beta_{5,1} \\ 0 & \beta_{2,2} & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -1 & \beta_{5,3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} m_t \\ \Delta p_t \\ v_t \\ z_{L,t} \\ z_{K,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}. \quad (12)$$

Die Matrix β enthält die Langfristbeziehungen zwischen den Variablen und der Vektor ε , die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht. Die Grundidee eines Fehlerkorrekturmodells, oder genauer Gleichgewichtskorrekturmodells, ist, dass Abweichungen von der Gleichgewichtsbeziehung einer Periode in den folgenden abgebaut werden:

$$\Delta Y_t = \alpha \varepsilon_{t-1} = \alpha \beta' Y_{t-1}. \quad (13)$$

Die (5 x 3)-Matrix α heißt Ladungsmatrix und enthält die Koeffizienten, die angeben, wie sich die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht auf die Entwicklung der einzelnen Variablen auswirken. Häufig schreibt man $\Pi = \alpha \beta'$. Der Rang $r = 3$ der Matrix Π entspricht der Anzahl der Kointegrationsvektoren, also der Anzahl der Langfristbeziehungen zwischen den Variablen. Naturgemäß kann man nicht erwarten, dass Gleichung (13) die Veränderungsraten der Variablen vollständig erklärt. Daher lässt man im Allgemeinen eine etwas reichhaltigere Kurzfristdynamik zu, indem auch die verzögerten Veränderungsraten zur Erklärung herangezogen werden und zusätzlich ein Störterm eingefügt wird. Unter Berücksichtigung der bisher vernachlässigten Absolutglieder ergibt sich das vollständige Vektorfehlerkorrekturmodell als

$$\Delta Y_t = v + \Pi Y_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{q-1} \Delta Y_{t-q+1} + u_t. \quad (14)$$

Man kann das VEC-Modell aus Gleichung (14) auch in ein normales vektorautoregressives (VAR-) Modell überführen

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_q Y_{t-q} + u_t, \quad (15)$$

wobei dann zahlreiche Restriktionen auf den Parametern A_1 bis A_q liegen. Das unrestringierte VAR-Modell bildet den Ausgangspunkt der Analyse, im Verlaufe derer dann die entsprechenden Restriktionen getestet werden können.

Bedingungen für Kontrollierbarkeit

505. Für die Kontrollierbarkeit eines weiten Geldmengenaggregats, wie es die Geldmenge M3 darstellt,

durch das geldpolitische Instrumentarium müssen drei Bedingungen erfüllt sein.

- Notwendig ist zunächst einmal die Existenz einer stabilen langfristigen Geldnachfragefunktion. Wichtig ist dabei, dass die Kointegrationsbeziehung in Gleichung (9) stabil ist, also sich der langfristige Zusammenhang zwischen den Variablen nicht ändert. Im Zeitablauf variierende Parameter würden eine Steuerung der Geldmenge erschweren.
- Nötig ist auch, dass die Auswirkungen einer Zinsänderung verlässlich prognostizierbar sind. Dies kann mit Hilfe von Impulsantwortfolgen untersucht werden, die die Auswirkung eines Schocks in den Kurzfristzinsen auf die Geldmenge abbilden. Dabei ist zu überprüfen, ob ein positiver Zinsschock auch tatsächlich eine signifikant kontraktive Wirkung auf die nachgefragte Geldmenge hat. Die Breite von entsprechenden Konfidenzintervallen kann Aufschluss über die Genauigkeit solcher Prognosen geben.
- Eine weitere Bedingung für die Kontrollierbarkeit der Geldmenge ist die Superexogenität des kurzfristigen Zinssatzes in Bezug auf die Geldnachfrage. Grob gesprochen impliziert die Superexogenität, dass ein politikinduzierter Strukturbruch bei den kurzfristigen Zinsen nicht zu einem Strukturbruch in der Beziehung zwischen Geldmenge und Zins führt, sondern dass die Geldnachfrage in unveränderter Weise auf den geänderten Zins reagiert. Dieser Aspekt hat in bisherigen Studien wenig Beachtung erfahren, obwohl ihm durch seinen direkten Zusammenhang mit der Lucas-Kritik eine große Bedeutung zukommt. Auch Studien, die sich explizit mit der Kontrollierbarkeit auseinandersetzen, wie Coenen und Vega (1999), Deutsche Bundesbank (2001) sowie Europäische Zentralbank (2001), stützen sich auf Schätzergebnisse von VAR-Modellen, ohne jedoch die Superexogenität der Politikvariablen explizit zu untersuchen. Eine Ausnahme bildet jedoch zum Beispiel der Beitrag von Hendry und Mizon (1999). In der Ökonometrie ist eine Variable exogen in Bezug auf eine Gleichung beziehungsweise ein Gleichungssystem, wenn man diese Variable für das jeweilige Analyseziel als gegeben betrachten kann. Dabei werden drei Exogenitätskonzepte unterschieden (Engle, Hendry und Richard, 1983; Ericsson, Hendry und Mizon, 1998). Die bedingte Schätzung von Parametern erfordert schwache Exogenität, die bedingte Prognose starke Exogenität und die Politikanalyse und -simulation schließlich Superexogenität. Schwache Exogenität ist also die notwendige Voraussetzung dafür, dass die Parameter einer bedingten Verteilung geschätzt werden können, ohne dass Informationsverluste gegenüber dem vollständigen Modell entstehen. Starke Exogenität einer Variablen ist die notwendige Voraussetzung dafür, dass Prognosen eines bedingten Modells nicht zu Informationsverlusten führen. Superexogenität schließlich bedeutet, dass die Parameter der Bestimmungsgleichung der Zielvariablen nicht von

den Parametern der Bestimmungsgleichung der Politikvariablen abhängen. Starke Exogenität und Superexogenität einer Variablen haben zwar beide die schwache Exogenität zur Voraussetzung, sind aber ansonsten zwei grundsätzlich verschiedene Konzepte: Für die Superexogenität ist die starke Exogenität weder eine notwendige noch eine hinreichende Voraussetzung und umgekehrt.

506. Das erste Konzept lässt sich am besten in einem einfachen VEC-Modell mit $q = 2$ veranschaulichen. Dazu partitioniert man den Vektor Y in zwei Komponenten x , im Rahmen dieser Studie die Zielvariable, und z , die Politikvariable, und zerlegt die Matrix Π wieder in die Ladungsmatrix α und die Matrix der Kointegrationsvektoren β : $\Pi = \alpha\beta'$, sodass sich Gleichung (14) schreiben lässt als

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \beta' Y_{t-1} + \begin{pmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \end{pmatrix} \Delta Y_{t-1} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}. \quad (16)$$

Schwache Exogenität der Variablen z bezüglich der Langfristparameter β liegt vor, wenn die Langfristbeziehungen, $\beta' Y_{t-1}$, nicht in die Gleichung für Δz_t eingehen, also wenn $\alpha_2 = 0$ ist. Das bedeutet, dass Abweichungen von der Gleichgewichtsbeziehung nicht zu Anpassungen in den Politikvariablen z , sondern nur in den Zielvariablen x führen. In diesem Fall können die Langfristparameter des Subsystems für x effizient geschätzt werden, auch wenn der datengenerierende Prozess für z nicht simultan geschätzt wird.

507. Das Konzept der Superexogenität wurde von Engle, Hendry und Richard (1983) entwickelt und ist als direkte Antwort auf die Kritik von Lucas (1976) zu verstehen. Die Lucas-Kritik weist in Modellen mit rationalen Erwartungen darauf hin, dass Änderungen im datengenerierenden Prozess der Politikvariablen, beispielsweise durch diskretionäre Politikmaßnahmen, auch zu Änderungen des Verhaltens der Wirtschaftssubjekte führen können (und somit zu Änderungen der Verhaltensgleichungen), die die intendierten Auswirkungen der Politikänderungen unter Umständen konterkarieren.

Superexogenität lässt sich am genauesten in einem formalen Rahmen beschreiben. Im Folgenden wird die gemeinsame Dichtefunktion von Y mit $f_Y(Y_t/Y_1, \dots, Y_{t-1}; \lambda)$ bezeichnet. Dabei stellt λ den Parametervektor, also die „Struktur“ der Verteilungsfunktion von Y dar. Sei nun $f_{X|Z}(x_t/z_t, Y_1, \dots, Y_{t-1}; \lambda_1)$ die bedingte Dichte von x gegeben z und $f(z_t/z_1, \dots, z_{t-1}; \lambda_2)$ die marginale Dichte von z , dann heißt z superexogen bezüglich x , wenn das Modell $f_{X|Z}$ strukturell invariant ist, also wenn die Parameter λ_1 unabhängig von Veränderungen der Parameter λ_2 sind. Dabei kann man die Form der zulässigen Veränderungen der Parameter λ_2 einschränken, um ein handhabbares Konzept zu erhalten. Eine direkt testbare Hypothese ergibt sich aus der Forderung nach Superexogenität nämlich nicht. Ericsson, Hendry und Mizon (1998) sowie Hendry und Mizon (1999) schlagen

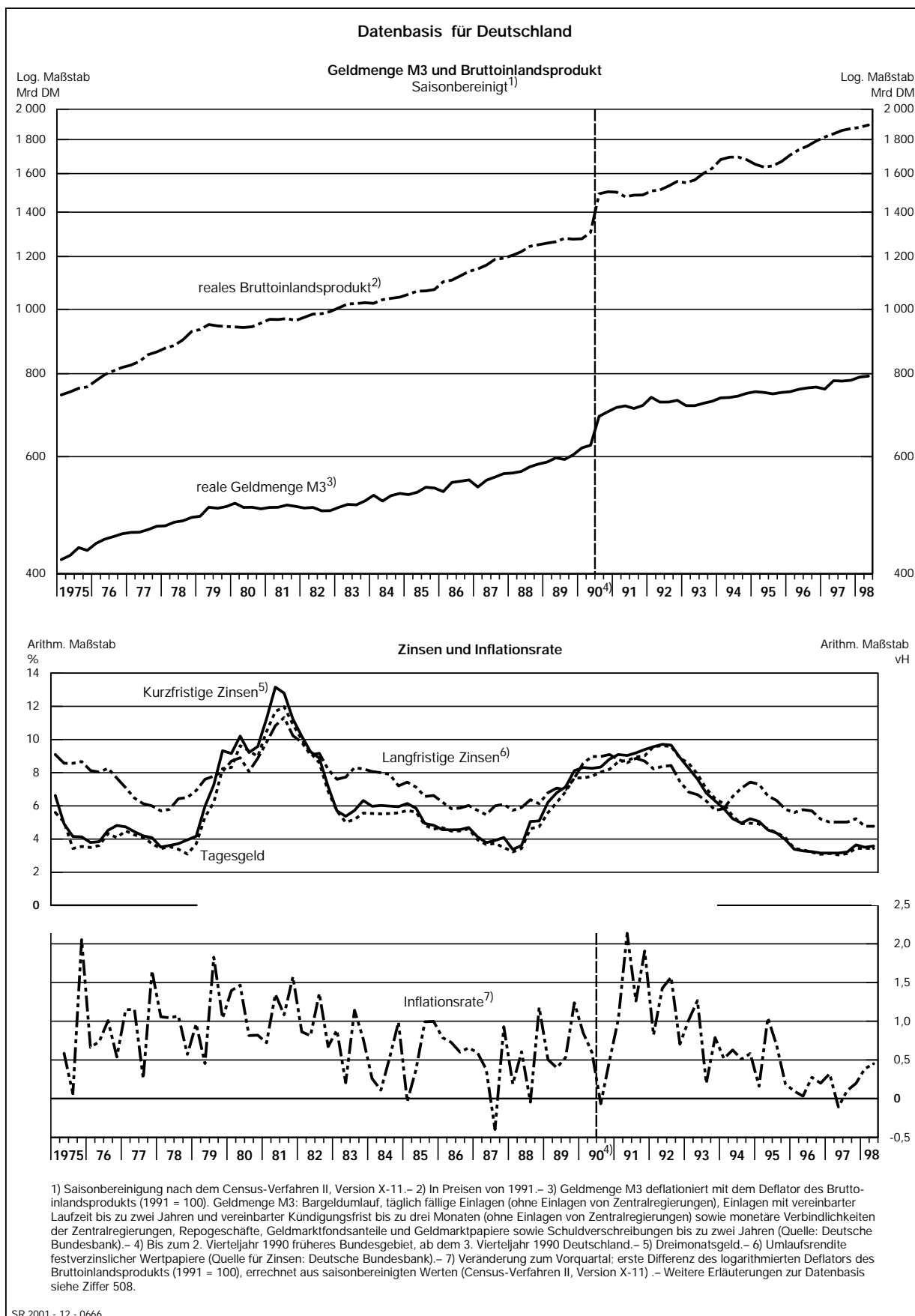
zwei aus dem Konzept des *co-breaking* abgeleitete Verfahren zur Überprüfung von Superexogenität vor:

- Die Parameter des Modells werden getrennt auf ihre empirische Konstanz hin überprüft. Stellt sich dabei heraus, dass die Parameter des bedingten Modells λ_1 konstant sind, die des marginalen Modells λ_2 jedoch nicht, dann führen Änderungen im datengenerierenden Prozess der Politikvariablen offenbar nicht zu Änderungen im datengenerierenden Prozess der Zielvariablen. Die Lucas-Kritik greift dann also nicht.
- Bei der zweiten Methode wird zunächst das marginale Modell für z solange ausgebaut, bis seine Parameter empirisch konstant sind. Insbesondere können Dummy-Variablen historisch bekannte Politikänderungen auffangen. In einem zweiten Schritt wird dann die Signifikanz dieser Dummy-Variablen in dem bedingten Modell für x getestet. Sollten sie sich als insignifikant erweisen, dann wäre damit gezeigt, dass es zumindest in der Vergangenheit Brüche in der Politikvariablen gegeben hat, die nicht zu einem Bruch in der Beziehung zwischen Politik- und Zielvariablen geführt haben. Dies wäre ein starkes Indiz für die Superexogenität der betrachteten Politikvariable.

Deutschland: Datenbasis und Schätzung eines VEC-Modells

508. Die Analyse bezieht sich auf den Zeitraum vom ersten Quartal 1975, dem Beginn der Geldmengensteuerung durch die Deutsche Bundesbank, bis zum zweiten Quartal 1998. Die beiden letzten Quartale des Jahres 1998 bleiben unberücksichtigt, da hier bereits Auswirkungen durch ein abgestimmtes geldpolitisches Verhalten der Zentralbanken vor der Einführung des Euro zu vermuten sind. In die Untersuchung gehen die logarithmierte reale Geldmenge $M3$, das logarithmierte reale Bruttoinlandsprodukt als Proxyvariable für das Transaktionsvolumen, die Inflationsrate sowie der Zinssatz für Dreimonatsgeld und die Umlaufrendite ein (Schaubild 56).

- Die Angaben zur Geldmenge $M3$ stammen von der Deutschen Bundesbank. Sie decken bis zum zweiten Quartal 1990 den westdeutschen und danach den gesamtdeutschen Währungsraum ab. Wegen der Annahme der langfristigen Preishomogenität wird die nominale Geldmenge durch Division mit dem Preisniveau in eine Realgröße überführt. Gleichwohl kann im Rahmen des hier benutzten Fehlerkorrekturmodells unter Einbeziehung der Inflationsrate in der kurzen Frist durchaus von der Preishomogenität abgewichen werden.
- Die Daten für das reale Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 (nach dem ESVG 79) beziehen sich bis zum zweiten Quartal 1990 auf Westdeutschland, ab dem ersten Quartal 1991 auf Gesamtdeutschland. Für die beiden letzten Quartale des Jahres 1990 wurde durch eine Rückverketzung der gesamtdeutschen Daten mit den westdeutschen Zuwachsraten das Bruttoinlandsprodukt Ostdeutsch-



lands hinzugeschätzt, das ja bereits Teil des Währungsraums war, für das aber erst ab dem ersten Quartal 1991 Daten vorliegen. Der Niveausprung im Bruttoinlandsprodukt tritt also im gleichen Quartal auf wie der in der Geldmenge.

- Als Preisniveau wurde der Deflator des Bruttoinlandsprodukts (1991 = 100) nach dem ESVG 79 gewählt. Es wurde die gleiche Rückverkettung wie beim Bruttoinlandsprodukt angewandt. Die Inflationsrate ergibt sich als erste Differenz des logarithmierten Deflators.
- Als kurzfristiger Zinssatz wurde der Dreimonatszins und als langfristiger die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere gewählt. Sie sind in Dezimalen angegeben. Der kurzfristige Zins ist die Proxyvariable für das geldpolitische Instrumentarium der Zentralbank: Sie soll das geldpolitische Handeln widerspiegeln und dient als die Variable, mit der die Zentralbank die Geldnachfrage zu beeinflussen sucht. Streng genommen müsste als Politikvariable eigentlich ein Zins herangezogen werden, der direkt von der Zentralbank gesteuert werden kann und kaum Markteinflüssen unterliegt, idealerweise der Refinanzierungssatz oder zumindest der Tagesgeldsatz. Dabei stellt sich allerdings das Problem, dass für den Euro-Raum diese Daten erst seit dem ersten Quartal 1999 existieren und nicht rückwirkend berechnet werden können. Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse für den Euro-Raum und Deutschland nicht weiter einzuschränken, wurde hier der Dreimonatszins für z_K gewählt. Eine Gegenüberstellung der deutschen Daten für den Tagesgeldsatz mit denen des Zinses für Dreimonatsgeld zeigt nur sehr geringe Abweichungen zwischen den beiden Zinssätzen, insofern scheint dieses Vorgehen vertretbar zu sein.

Die Daten für das reale Bruttoinlandsprodukt, die nominale Geldmenge M3 und das Preisniveau wurden zunächst saisonbereinigt. Die Daten vor der Analyse um Saisoneinflüsse zu bereinigen stellt kein unumstrittenes Verfahren dar. Kritiker bemängeln, dass sich durch die Saisonbereinigung die zeitreihenanalytischen Eigenschaften ändern können. Allerdings werden in den meisten Untersuchungen mit nichtbereinigten Daten lediglich Saisondummys eingefügt, und somit der Saisonfigur auch nicht angemessen Rechnung getragen. Darüber hinaus ist es nicht möglich, für den Euro-Raum rückwirkend nicht-saisonbereinigte Daten zu erhalten. Um der Vergleichbarkeit der Ergebnisse für Deutschland mit denen des Euro-Raums willen wird die Untersuchung für Deutschland ebenfalls mit saisonbereinigten Daten durchgeführt.

509. Vor der weiteren Analyse müssen die Zeitreihen auf ihren jeweiligen Integrationsgrad hin untersucht werden. Dabei muss für die reale Geldmenge ($m3$) und das reale Bruttoinlandsprodukt (bip) die offensichtliche Niveauschiebung im dritten Quartal 1990 angemessen Berücksichtigung finden. Dies geschieht hier durch den modifizierten ADF-Test von Perron (1989). Die A-Version dieses Tests lässt nur einen einmaligen

Sprung im Trend der Zeitreihe zu, derweil die C-Version zusätzlich einen anderen Trendverlauf nach diesem Sprung erlaubt. Daneben kommen noch der klassische ADF-Test, der als Nullhypothese das Vorliegen einer Einheitswurzel hat, und der KPSS-Test, der als Nullhypothese die Stationarität hat, zur Anwendung (Tabelle 55). Sowohl die reale Geldmenge M3 als auch das reale Bruttoinlandsprodukt weisen Einheitswurzeln auf. Für den kurzfristigen Zinssatz sind die Ergebnisse nicht ganz so eindeutig: Während der ADF-Test die Zinsen als I(1)-Variablen (also als integriert vom Grade eins) ausweist, findet der KPSS-Test nur sehr schwache Evidenz gegen die Annahme der Stationarität des kurzfristigen Zinses. Dies mag als Hinweis für einen fraktional integrierten Prozess gelten, gleichwohl werden im Folgenden beide Zinsen in Übereinstimmung mit dem ADF-Test als I(1)-Variablen betrachtet. Gänzlich uneinheitlich ist das Bild für die Inflationsrate: Der ADF-Test verwirft die Nullhypothese der Einheitswurzel deutlich, der KPSS-Test die der Stationarität. Insofern stellt sich die Frage, ob die Inflationsrate in die Langfristbeziehung Eingang finden soll. Da sie aber aus theoretischer Sicht die langfristige Geldnachfrage beeinflusst und auch stationäre Variablen in einer Kointegrationsbeziehung eine Rolle spielen können, geht hier die Inflationsrate, unabhängig davon, ob sie nun stationär oder integriert ist, in die Langfristbeziehung mit ein.

Die beiden weiteren Langfristbeziehungen können in einem Einzelgleichungsansatz einer vorläufigen Analyse unterzogen werden. Nach der Erwartungshypothese der Zinsstruktur sollte die Zinsdifferenz (also die Differenz aus Umlaufrendite und Dreimonatsgeld) stationär sein. Der ADF-Test kann eine Einheitswurzel in der Zinsdifferenz (z_D) immerhin auf dem 10 %-Niveau verwerfen, und der KPSS-Test stellt keine Instationarität fest (Tabelle 56). Weiterhin sollte es im Sinne der Fisher-Gleichung eine stabile Beziehung zwischen dem Langfristzins und der Inflationsrate geben. Tatsächlich zeigen sowohl der ADF-Test als auch der KPSS-Test, dass der Realzins $z_R = z_L - 4\Delta p$ eine stationäre Variable ist. Auch dieses Resultat spricht für die Aufnahme der Inflationsrate in die Untersuchung.

510. Für die weitere Analyse werden die Variablen in dem Vektor Y zusammengefasst

$$Y_t = (m3_t, \Delta p_t, bip_t, z_{L_t}, z_{K_t})' \quad (17)$$

und in einem zunächst unrestringierten VAR-Modell untersucht. Um dem offensichtlichen Niveausprung, der sich durch die Währungsunion im dritten Quartal 1990 ergibt, angemessen Rechnung zu tragen, wurden eine Impulsdummy-Variable $I90Q3$, die im dritten Quartal 1990 den Wert eins und sonst den Wert null annimmt, und eine Stufendummy-Variable $S90Q3$, die ab dem dritten Quartal 1990 den Wert eins und vorher den Wert null annimmt, in die Schätzung einbezogen:

$$Y_t = v + \delta_1 I90Q3 + \delta_2 S90Q3 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_q Y_{t-q} + u_t \quad (18)$$

**Tests auf Stationarität: Geldmenge M3, Bruttoinlandsprodukt,
Inflation, Zinsen (Deutschland)**

Variable	Test	Null-hypothese	Regressoren	\hat{k} bzw. l	Test-statistik	Kritische Werte		
						1 %	5 %	10 %
$m3$	mod. ADF C	I(1)	K, T	1	- 3,45	- 4,75	- 4,18	- 3,86
$m3$	mod. ADF A	I(1)	K, T	1	- 3,47	- 4,42	- 3,80	- 3,51
$\Delta m3$	mod. ADF A	I(1)	K	0	- 7,94**	- 4,42	- 3,80	- 3,51
bip	mod. ADF C	I(1)	K, T	0	- 3,85	- 4,75	- 4,18	- 3,86
bip	mod. ADF A	I(1)	K, T	0	- 3,60(*)	- 4,42	- 3,80	- 3,51
Δbip	mod. ADF A	I(1)	K	0	- 10,01**	- 4,42	- 3,80	- 3,51
Δp	ADF	I(1)	K	1	- 4,26**	- 3,50	- 2,89	- 2,58
$\Delta^2 p$	ADF	I(1)		2	- 8,87**	- 2,59	- 1,94	- 1,62
Δp	KPSS	I(0)	K	3	0,56*	0,73	0,46	0,35
z_L	ADF	I(1)	K	1	- 1,92	- 3,50	- 2,89	- 2,58
Δz_L	ADF	I(1)		0	- 6,84**	- 2,59	- 1,94	- 1,62
z_L	KPSS	I(0)	K	3	0,57*	0,73	0,46	0,35
z_K	ADF	I(1)	K	1	- 2,21	- 3,50	- 2,89	- 2,58
Δz_K	ADF	I(1)		0	- 6,06**	- 2,59	- 1,94	- 1,62
z_K	KPSS	I(0)	K	3	0,19	0,73	0,46	0,35
z_K	KPSS	I(0)	K	1	0,37(*)	0,73	0,46	0,35

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. K bezeichnet die Konstante, T einen linearen Trend. \hat{k} ist die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen beim ADF-Test, l der lag truncation parameter beim KPSS-Test. \hat{k} wurde solange um 1 erhöht, bis die nächste hinzunehmende Verzögerung auf dem 5 %-Niveau insignifikant war.

Der Wahl der Lagordnung q kommt dabei eine große Rolle zu. Auf Basis von Informationskriterien und von Ergebnissen zahlreicher Tests der Residuen auf die Eigenschaften weißen Rauschens hin wird für die weitere Untersuchung eine Lagordnung von $q = 2$ festgelegt.

511. Als nächstes ist zu prüfen, ob tatsächlich alle drei theoretischen Kointegrationsbeziehungen auch

empirisch gefunden werden. Die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen kann mit Hilfe des Johansen-Tests bestimmt werden. Dabei können allerdings nicht die üblichen tabellierten kritischen Werte herangezogen werden, da die Aufnahme einer Stufendummy-Variablen die asymptotische Verteilung des Johansen-Tests beeinflusst (Tabelle 57, Seite 286).

Tests auf Stationarität: Zinsdifferenz¹⁾ und Realzins²⁾ (Deutschland)

Variable	Test	Null-hypothese	Regressoren	\hat{k} bzw. l	Test-statistik	Kritische Werte		
						1 %	5 %	10 %
z_D	ADF	I(1)	K	1	- 2,79(*)	- 3,50	- 2,89	- 2,58
Δz_D	ADF	I(1)		0	- 6,96**	- 2,59	- 1,94	- 1,62
z_D	KPSS	I(0)	K	3	0,29	0,73	0,46	0,35
z_R	ADF	I(1)	K	1	- 5,25**	- 3,50	- 2,89	- 2,58
z_R	KPSS	I(0)	K	3	0,09	0,73	0,46	0,35

¹⁾ Differenz aus Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und Dreimonatsgeld.

²⁾ Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere abzüglich BIP-Deflator.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. K bezeichnet die Konstante. \hat{k} ist die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen beim ADF-Test, l der lag truncation parameter beim KPSS-Test. \hat{k} wurde solange um 1 erhöht, bis die nächste hinzunehmende Verzögerung auf dem 5 %-Niveau insignifikant war.

Tabelle 57

Kointegrationstest nach Johansen (Deutschland)

Null-hypothese ¹⁾	Alternativ-hypothese ¹⁾	Teststatistik: Stufendummy		Kritische Werte			
		Restringiert ²⁾	unrestringiert	mit		ohne	
				Berücksichtigung der Stufendummy-Variablen ³⁾			
				1 %	5 %	10 %	5 %
$r = 0$	$r \geq 1$	126,1**	138,1**	87,4	78,8	74,5	68,5
$r = 1$	$r \geq 2$	61,9*	69,8**	62,6	55,6	52,0	47,2
$r = 2$	$r \geq 3$	33,4(*)	36,2*	41,8	35,6	32,6	29,7
$r = 3$	$r \geq 4$	9,9	12,4	24,6	19,6	17,3	15,4
$r = 4$	$r = 5$	0,4	0,6	9,2	5,9	4,5	3,8

¹⁾ r ist die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen.
²⁾ Die Dummyvariable $S90Q3$ wurde auf die Langfristbeziehung restringiert.
³⁾ Die kritischen Werte unter Berücksichtigung der Dummy-Variablen wurden mit dem Programm DisCo ermittelt.
 (*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

Die ökonometrischen Ergebnisse bestätigen die Berücksichtigung von drei Kointegrationsrestriktionen, die die Theorie nahe legt: die Geldnachfragefunktion, die Fisher-Hypothese und die Erwartungshypothese der Zinsstruktur. Aus den letzten beiden Theorien ergeben sich vier überidentifizierende Restriktionen für die Kointegrationsmatrix β . In einem Modell mit drei Kointegrationsbeziehungen können nämlich jeder Gleichung neben der Normalisierung eines Koeffizienten auf den Wert eins noch zwei weitere identifizierende Restriktionen auferlegt werden. Hier wurden entsprechende Nullrestriktionen gewählt. Dabei ist zu bedenken, dass jede Linearkombination von Kointegrationsvektoren wieder einen Kointegrationsvektor darstellt. Die Identifikation kommt also erst durch entsprechende Restriktionen zustande. Die vier überidentifizierenden Restriktionen ergeben sich aus zwei weiteren Nullrestriktionen (jeweils eine in der Fisher-Gleichung und in der Gleichung für die Erwartungshypothese) und aus den beiden Restriktionen bezüglich der Parameterwerte, nämlich dass $\beta_{2,2} = -4\beta_{4,2}$ und dass $\beta_{5,3} = -\beta_{4,3}$. Ein entsprechender LR-Test kann die Gültigkeit dieser Restriktionen nicht verwerfen (Tabelle 58). Die beiden frei geschätzten Parameter in der Geldnachfragegleichung

Tabelle 58

LR-Test¹⁾ von Restriktionen auf β (Deutschland)

	$m3$	Δp	bip	z_L	z_K	
Geldnachfragefunktion.....	$\beta_1' =$	(1	0	-1,39	3,14	0)
Fisher-Hypothese....	$\beta_2' =$	(0	-4	0	1	0)
Erwartungshypothese der Zinsstruktur.....	$\beta_3' =$	(0	0	0	1	-1)

¹⁾ Likelihood-Verhältnistest: $\chi^2(4) = 6,47$; marginales Signifikanzniveau: 16,5 %.

haben jeweils das korrekte Vorzeichen. Dass die langfristige Einkommenselastizität der Geldnachfrage größer als eins ist, kann damit begründet werden, dass das Vermögen in der Geldnachfragefunktion nicht berücksichtigt wurde und somit das Einkommen positive Vermögenseffekte mit einfangen muss. Die unter den Restriktionen geschätzten Ladungskoeffizienten α zeigen das kurzfristige Anpassungsverhalten an Abweichungen von den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und haben im Wesentlichen das erwartete Vorzeichen (Tabelle 59): Eine „zu große“ Geldmenge führt zu einem Rückgang der Geldnachfrage, zu einem Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und zu einem Rückgang der langfristigen Zinsen. Bei einem Anstieg des langfristigen Realzinses passt sich die Inflationsrate entsprechend an. Der langfristige Zins wird dagegen eher durch die Erwartungshypothese der Zinsstruktur determiniert: Ein Anstieg der kurzfristigen Zinsen führt zu einem Anziehen der langfristigen Zinsen.

Überprüfung der Exogenität

512. Die kleinen t -Werte für die Ladungskoeffizienten, die zu Δz_K gehören, deuten bereits auf die schwache Exogenität des kurzfristigen Zinses hin – die notwendige Voraussetzung für die Superexogenität. Um dies formal zu testen, wurde geprüft, ob $\alpha_{5,1} = \alpha_{5,2} = \alpha_{5,3} = 0$ gilt. Ein entsprechender Test kann die Nullhypothese schwacher Exogenität in Bezug auf die Langfristbeziehungen zum 5 %-Signifikanzniveau nicht ablehnen ($\chi^2(3) = 6,85$).

Für die eigentlich interessierende Frage der Superexogenität ist zu klären, ob *co-breaking* zwischen kurzfristigem Zins und der Geldmenge $M3$ vorliegt, das heißt, ob es möglicherweise Brüche im datengenerierenden Prozess der Politikvariablen gegeben hat, die sich nicht als Bruch in dem Zusammenhang zwischen Politik- und Zielvariable niedergeschlagen haben. Als Erstes

Geschätzte Ladungsmatrix (Deutschland)

Variable	Geldnachfragefunktion		Fisher-Hypothese		Erwartungshypothese der Zinsstruktur	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
$\Delta m3$	- 0,072	- 2,084*	- 0,137	- 1,727(*)	0,021	0,332
$\Delta^2 p$	- 0,092	- 5,155**	0,338	8,213**	- 0,085	- 2,547**
Δbip	0,160	3,723**	- 0,325	- 3,278**	0,349	4,331**
Δz	- 0,032	- 1,607	0,007	0,154	- 0,063	- 1,680(*)
Δz_K	- 0,051	- 1,915(*)	0,058	0,936	0,015	0,297

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

wird die Stabilität der Regressionskoeffizienten im Ko-integrationsmodell geprüft. Dazu werden die Ko-integrationsbeziehungen mit Hilfe des Johansenverfahrens geschätzt und als Regressor in die Gleichungen für die Kurzfrisdynamik eingesetzt. Für die Geldmengengleichung ergibt sich (unter Weglassung der Dummy-Variablen) beispielsweise

$$\Delta m3_t = \alpha_1 + \alpha_2 ec1_{t-1} + \alpha_3 ec2_{t-1} + \alpha_4 ec3_{t-1} + \alpha_5 \Delta m3_{t-1} + \alpha_6 \Delta^2 p_{t-1} + \alpha_7 \Delta bip_{t-1} + \alpha_8 \Delta z_{L,t-1} + \alpha_9 \Delta z_{K,t-1} + u_{1,t} \quad (19)$$

dabei sind die eci_t Fehlerkorrekturterme, $eci_t = \hat{\beta}_i \cdot Y_t$, $i = 1,2,3$. Die Regressionskoeffizienten α_i können nun mit geeigneten Tests auf ihre Konstanz hin überprüft werden (Tabelle 60). Da allerdings sowohl die Koeffizienten im marginalen Modell für die kurzfristigen Zinsen als auch die im bedingten Modell für die Geldmenge empirisch stabil sind, kann mittels dieses Konzepts weder Evi-

Tabelle 60

Tests auf Parameterinstabilität¹⁾ (Deutschland)

Regressor	Zu erklärende Variable			
	Δz_K		$\Delta m3$	
	Nyblom-Test	Hansen-Test	Nyblom-Test	Hansen-Test
Konstante	0,122	0,122	0,092	0,092
$ec1_{t-1}$	x	x	0,094	0,094
$ec2_{t-1}$	x	x	0,045	0,050
$ec3_{t-1}$	x	x	0,054	0,063
$\Delta m3_{t-1}$	x	x	0,197	0,275
$\Delta^2 p_{t-1}$	x	x	0,058	0,063
Δbip_{t-1}	x	x	0,081	0,103
$\Delta z_{L,t-1}$	x	x	0,214	0,165
$\Delta z_{K,t-1}$	0,038	0,020	0,033	0,044

¹⁾Nyblom- beziehungsweise Hansen-Test auf Stabilität der Regressionskoeffizienten. Die kritischen Werte lauten: 0,348 (10 %), 0,462 (5 %) und 0,734 (1 %).

denz für noch gegen die Superexogenität der Zinsvariablen gefunden werden.

513. Für das zweite Konzept müssen Dummy-Variablen gefunden werden, die in der Zinsgleichung einen signifikanten Einfluss haben. Es werden hier pragmatisch die kontraktiven Phasen vom zweiten Quartal 1978 bis zum zweiten Quartal 1981 und vom zweiten Quartal 1988 bis zum zweiten Quartal 1992 gewählt, in denen die kurzfristigen Zinsen um 964 beziehungsweise 634 Basispunkte gestiegen sind. Die Koeffizienten der entsprechenden Dummy-Variablen $D1$ und $D2$ haben in dem marginalen Zinsmodell erwartungsgemäß ein positives Vorzeichen und sind hochsignifikant (Tabelle 61). Entscheidend ist, dass in dem bedingten Modell diese Dummy-Variablen für die Geldmengengleichung (in dem bedingten Modell) in-signifikant sind. Das heißt, der „Strukturbruch“ einer restriktiven Zinspolitik hat zu keinem Bruch in dem Zusammenhang zwischen Zinsen und Geldnachfrage geführt, was als starkes Indiz für die Superexogenität der kurzfristigen Zinsen gelten muss.

514. Das Vorliegen von Superexogenität reicht jedoch nicht aus, um die Kontrollierbarkeit der Geldmenge

Tabelle 61

Tests auf Superexogenität des kurzfristigen Zinses (Deutschland)

	Dummy-Variablen			
	$D1: 1978:2 - 1981:2$		$D2: 1988:2 - 1992:2$	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
$\Delta m3$	-0,522	-1,603	-0,012	-0,043
$\Delta^2 p$	0,044	0,272	0,377	2,851**
Δbip	0,109	0,266	0,534	1,580
Δz_L	-0,033	-0,228	-0,021	-0,179
Δz_K	0,819	4,594**	0,508	3,276**

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. Die Koeffizienten wurden mit dem Faktor 100 multipliziert.

durch den Kurzfristzins zu konstatieren. Superexogenität zeigt, dass die Zentralbank den kurzfristigen Zins ändern kann, ohne dass damit der empirische Zusammenhang zwischen Geldmenge und Zins zerstört wird. Die Kontrollierbarkeit der Geldmenge setzt aber weiterhin voraus, dass die Geldmenge auf Zinsänderungen auch tatsächlich in der gewünschten Weise reagiert. Ein positiver Zinsschock sollte also relativ schnell zu einer signifikanten Kontraktion in der Geldmenge führen. Diese Frage lässt sich mit Hilfe von Impulsantwortfolgen der Geldmenge auf einen Zinsschock analysieren. Hier werden so genannte generalisierte Impulsantwortfolgen berechnet (Pesaran und Shin, 1996 und 1998). Eine generalisierte Impulsantwortfolge gibt an, wie sich der Erwartungswert zukünftiger Beobachtungen ändert, wenn bekannt wird, dass eine einzelne Variable im Modell einen Schock erfährt. Bezogen auf das VAR-Modell (15) ist die generalisierte Antwortfolge der Variablen i auf einen Impuls in Höhe von δ_j in der Variablen j im Zeitpunkt t definiert als:

$$E(y_{i,t+k} | u_{j,t} = \delta_j, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) - E(y_{i,t+k} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (20)$$

Während einfache Impulsantwortfolgen zeitgleiche Reaktionen ausschließen, tragen generalisierte Impulsantwortfolgen dem Umstand Rechnung, dass es auch zu kontemporären Reaktionen auf einen Schock kommen kann, wenn die Störterme der einzelnen Gleichungen miteinander korrelieren. Dies ist hier teilweise der Fall (Tabelle 62). Anders als die orthogonalisierten Impulsantwortfolgen sind die Ergebnisse nicht von der Anordnung der Variablen innerhalb des Modells abhängig.

Tabelle 62

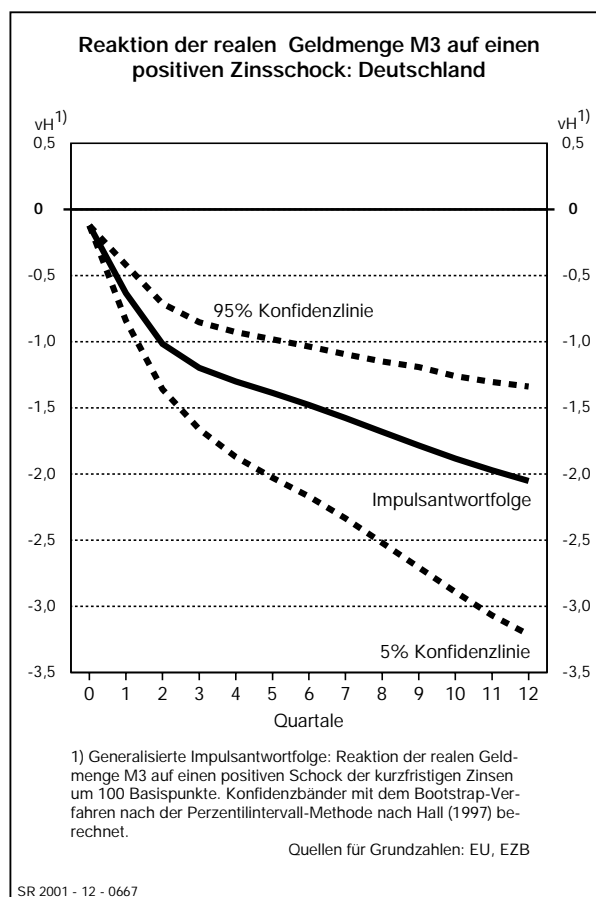
Korrelationsmatrix der Residuen (Deutschland)

	Δz_K	Δz_L	Δbip	$\Delta^2 p$	$\Delta m3$
Δz_K	1,00				
Δz_L	0,65	1,00			
Δbip	0,10	0,14	1,00		
$\Delta^2 p$	0,03	0,02	-0,01	1,00	
$\Delta m3$	-0,09	-0,04	0,11	-0,54	1,00

515. Allerdings ist nicht nur die Impulsantwortfolge selbst von Interesse, sondern auch die Zuverlässigkeit, mit der die Änderungen der Geldmenge auf einen zinspolitischen Impuls geschätzt werden können. Sind die Unsicherheiten bezüglich der Auswirkungen eines solchen Schocks sehr groß, dann ist eine Geldmengensteuerung schwierig. Um die Schätzunsicherheiten abzuschätzen, wurde ein 90 %-Konfidenzintervall berechnet. Aus der Impulsantwortfolge ist zu ersehen,

dass ein positiver Zinsschock (eine Zinserhöhung) von 100 Basispunkten unmittelbar eine signifikant kontraktive Auswirkung auf die Geldmenge hat, die einen beachtlichen Teil ihrer Wirkung bereits nach drei bis vier Quartalen entfaltet hat (Schaubild 57). Die Geldnachfrage geht als Reaktion auf einen solchen Zinsschock für sich genommen im Laufe eines Jahres um rund 1,5 vH zurück.

Schaubild 57

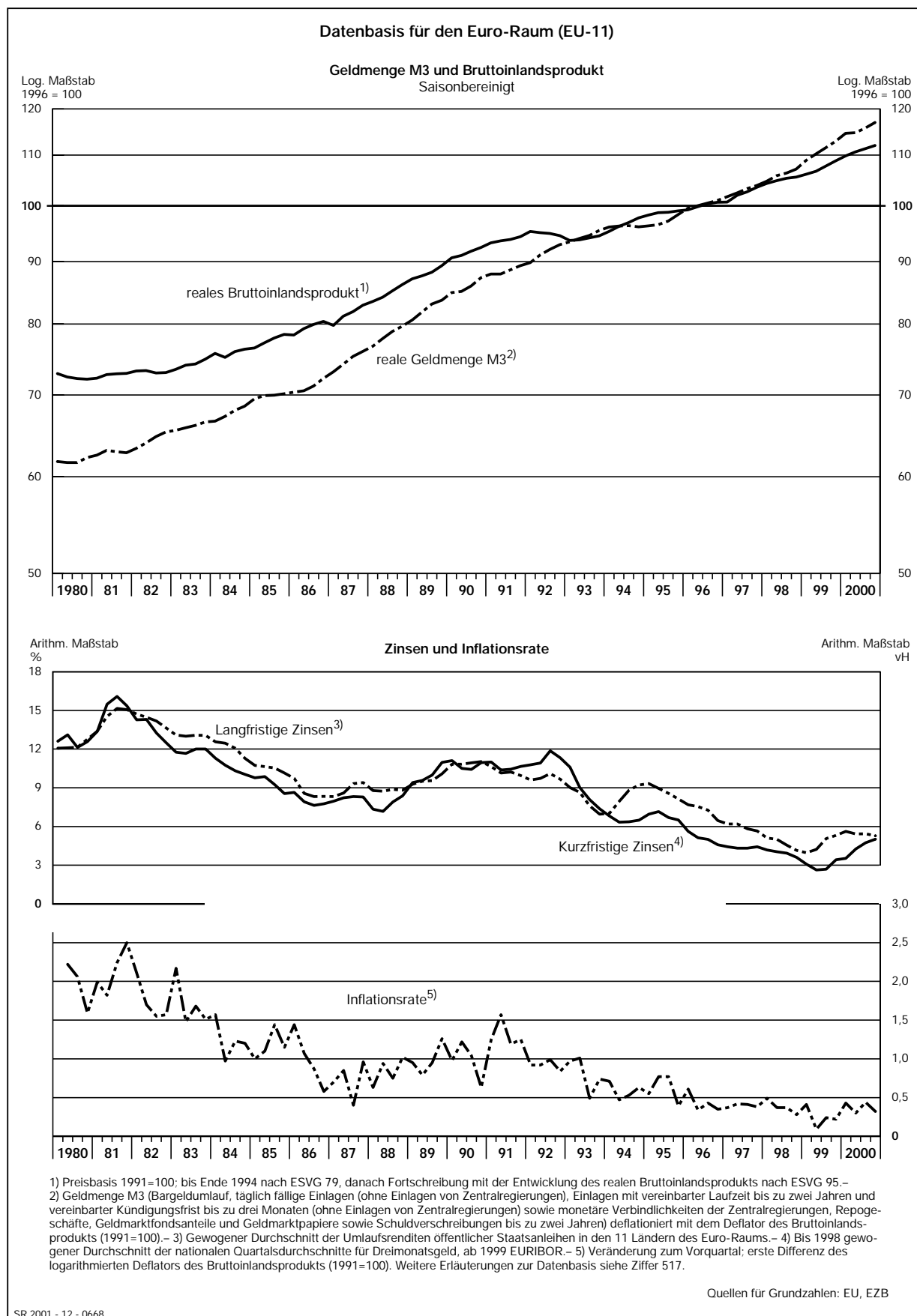


516. Es zeigt sich also, dass es in Deutschland für den betrachteten Zeitraum eine stabile Beziehung zwischen den Kurzfristzinsen und der Geldnachfrage gab, dass die Zinsen superexogen in Bezug auf die Geldnachfrage waren und dass ein positiver Zinsschock signifikant kontraktive Wirkungen auf die Geldmenge hatte.

Euro-Raum: Datenbasis und Schätzung eines VEC-Modells

517. Der Untersuchung für den Euro-Raum (EU-11) liegen Quartalsdaten vom ersten Quartal 1980 bis zum vierten Quartal 2000, dem letzten Quartal vor der Einführung des Euro in Griechenland, zugrunde (Schaubild 58). Die Datenbasis stammt aus der Studie von Brand und Cassola (2000) und wurde mittels Daten der EU und der Europäischen Zentralbank aktualisiert.

Schaubild 58



Die Daten für die Geldmenge M3 im Euro-Raum sind von der Europäischen Zentralbank nach der aktuellen Abgrenzung innerhalb des ESZB für den Zeitraum bis 1980 zurück geschätzt worden, wobei die am 1. Januar 1999 offiziell fixierten Wechselkurse zum ECU als Umrechnungskurs dienten. Die Korrekturen um die von EWU-Ausländern gehaltenen Geldmarktfonds, die die Europäische Zentralbank zwischenzeitlich vorgenommen hat, sind hier nicht enthalten. Die Daten für das nominale und reale Bruttoinlandsprodukt wurden bis Ende des Jahres 1994 auf Basis des ESVG 79 berechnet und dann mit Hilfe von Daten auf Basis des ESVG 95 fortgeschrieben. Mittels dieser nominalen und realen Angaben wurde der Deflator errechnet. Die Inflationsrate ergibt sich dann – wie in der Untersuchung zu Deutschland – als erste Differenz der Logarithmen.

Als kurzfristiger Zins wurde für den Zeitraum ab 1999 der Dreimonats-EURIBOR gewählt. Davor wurde der Zins als gewogener Durchschnitt der nationalen Quartalsdurchschnitte für Dreimonatsgeld berechnet, wobei die BIP-Anteile zu Kaufkraftparitäten des Jahres 1995 als Gewichte für die einzelnen Länder benutzt wurden. Analog wurde die Zeitreihe für langfristige Zinsen als gewogener Durchschnitt aus den Umlaufrenditen öffentlicher Staatsanleihen in den Ländern des Euro-Raums berechnet.

Die Aggregation von nationalen Daten ist stets mit Problemen behaftet; das gilt vor allem, solange es Wechselkursänderungen gibt. Aber auch im gemeinsamen Währungsgebiet werden durch die Aggregation der verschiedenen Daten letztlich verschiedene Geldnachfragefunktionen mit möglicherweise sich ändernden Gewichten zusammengefasst. Daraus kann ein Aggregationsbias entstehen, auch für die Europäische Zentralbank (Fagan und Henry, 1999).

Wie zuvor wird die nominale Geldmenge durch Division mit dem Deflator in eine reale Geldmenge überführt. Außer den Zinsen sind alle Reihen saisonbereinigt und logarithmiert. Analog zur Studie für Deutschland wurde zunächst der Integrationsgrad der Variablen untersucht (Tabelle 63). Dabei zeigt sich, dass alle hier analysierten Variablen als integriert vom Grade eins betrachtet werden können. Für die Inflationsrate findet zwar der ADF-Test schwache Evidenz gegen die Annahme einer Einheitswurzel. Wenngleich die daraus resultierende Annahme eines trend-stationären Prozesses die erfolgreiche Inflationsbekämpfung im Vorfeld der Währungsunion widerspiegeln mag, so kann ein solcher Trend keineswegs von Dauer sein. In Übereinstimmung mit dem Ergebnis des entsprechenden KPSS-Tests wird also auch für die Inflationsrate eine Einheitswurzel unterstellt.

Tabelle 63

Tests auf Stationarität: Geldmenge M3, Bruttoinlandsprodukt, Inflation, Zinsen (EU-11)

Variable	Test	Null-hypothese	Regressoren	\hat{k} bzw. l	Test-statistik	Kritische Werte		
						1 %	5 %	10 %
$m3$	ADF	I(1)	K, T	1	- 1,90	- 4,07	- 3,46	- 3,16
$\Delta m3$	ADF	I(1)	K	0	- 5,70 **	- 3,51	- 2,90	- 2,59
$m3$	KPSS	I(0)	K,T	3	0,249 **	0,214	0,148	0,119
bip	ADF	I(1)	K, T	1	- 1,98	- 4,07	- 3,46	- 3,16
Δbip	ADF	I(1)	K	0	- 7,06 **	- 3,51	- 2,90	- 2,59
bip	KPSS	I(0)	K,T	3	0,222 **	0,214	0,148	0,119
Δp	ADF	I(1)	K, T	1	- 3,34 (*)	- 4,07	- 3,46	- 3,16
$\Delta^2 p$	ADF	I(1)		0	-14,05	- 2,59	- 1,94	- 1,62
Δp	KPSS	I(0)	K, T	3	0,193 *	0,214	0,148	0,119
z_L	ADF	I(1)	K	1	- 1,16	- 3,51	- 2,90	- 2,59
Δz_L	ADF	I(1)		0	- 4,57 **	- 2,59	- 1,94	- 1,62
z_L	KPSS	I(0)	K	3	1,713 **	0,734	0,462	0,348
z_K	ADF	I(1)	K	1	- 1,52	- 3,51	- 2,90	- 2,59
Δz_K	ADF	I(1)		0	- 5,51 **	- 2,59	- 1,94	- 1,62
z_K	KPSS	I(0)	K	3	1,574 **	0,734	0,462	0,348

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. K bezeichnet die Konstante, T einen linearen Trend. \hat{k} ist die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen beim ADF-Test, l der lag truncation parameter beim KPSS-Test. \hat{k} wurde solange um 1 erhöht bis die nächste hinzuzunehmende Verzögerung auf dem 5 %-Niveau insignifikant war.

518. Bei der Überprüfung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur finden sowohl der ADF-Test als auch der KPSS-Test Evidenz für deren Gültigkeit: Die Zinsdifferenz wird – genau wie für Deutschland – als stationäre Variable getestet (Tabelle 64). Bei der Gültigkeit der Fisher-Hypothese jedoch stellen sich andere Ergebnisse als für Deutschland ein. Zwar lehnt der ADF-Test das Vorliegen einer Einheitswurzel im Realzins deutlich ab, doch genauso deutlich verwirft der KPSS-Test die Nullhypothese eines stationären Prozesses. Dies legt eine nähere Inspektion der Fisher-Hypothese im VEC-Modell nahe.

519. Für die weitere Analyse werden sämtliche Variablen wieder in einem Modell zusammengefasst und zunächst in einem unrestringierten VAR-Modell analysiert. Da die Effekte der deutschen Vereinigung bereits bei der Aggregation der Daten durch die Europäische Zentralbank berücksichtigt wurden, müssen in diesem Modell keine Dummy-Variablen benutzt werden. Es wird für die weitere Analyse auf Basis von Informationskriterien und zahlreicher Tests der Residuen auf Autokorrelation, Heteroskedastizität und Normalverteilung die Lagordnung $q = 2$ gewählt.

520. Ähnlich wie für Deutschland werden drei Kointegrationsbeziehungen gefunden (Tabelle 65). Allerdings ist das Ergebnis nicht ganz so eindeutig, da der Johansen-Test die Nullhypothese, dass höchstens drei Kointegrationsbeziehungen existieren, zumindest auf dem 10 %-Signifikanzniveau ablehnt. Vor dem Hintergrund, dass es für eine vierte Langfristbeziehung keinerlei theoretische Begründung gäbe, wird im Folgenden ein Kointegrationsrang von drei unterstellt.

521. Wie bereits angedeutet, kommen Zweifel an der Gültigkeit der Fisher-Hypothese in ihrer strikten Form für die EU-11 auf: Werden nämlich die vier überidentifizierenden Restriktionen, wie sie sich aus der Fisher-Hypothese und der Erwartungshypothese der Zinsstruktur ergeben, getestet, so werden diese deutlich abgelehnt (Tabelle 66, Seite 292).

Auch wenn die strenge Form der Erwartungshypothese der Zinsstruktur fallen gelassen wird, werden die verbleibenden Restriktionen deutlich verworfen. Außerdem ergeben sich – abgesehen von der Einkommenselastizität – von der Größenordnung her unplausible Koeffizienten. Wenn jedoch die Annahme aufgegeben wird, dass die Fisher-Hypothese in ihrer strikten Form

Tabelle 64

Tests auf Stationarität: Zinsdifferenz¹⁾ und Realzins²⁾ (EU-11)

Variable	Test	Nullhypothese	Regressoren	\hat{k} bzw. l	Teststatistik	Kritische Werte		
						1 %	5 %	10 %
z_D	ADF	I(1)	K	1	- 3,14 *	- 3,51	- 2,90	- 2,59
z_D	KPSS	I(0)	K	3	0,316	0,734	0,462	0,348
z_R	ADF	I(1)	K	0	- 4,58 **	- 3,51	- 2,90	- 2,59
z_R	KPSS	I(0)	K	3	0,849 **	0,734	0,462	0,348

¹⁾ Differenz aus Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere und Dreimonatsgeld.

²⁾ Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere abzüglich BIP-Deflator.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. K bezeichnet die Konstante. \hat{k} ist die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen beim ADF-Test, l der lag truncation parameter beim KPSS-Test. \hat{k} wurde solange um 1 erhöht bis die nächste hinzuzunehmende Verzögerung auf dem 5 %-Niveau insignifikant war.

Tabelle 65

Kointegrationstest nach Johansen (EU-11)

Nullhypothese ¹⁾	Alternativhypothese ¹⁾	Teststatistik	Kritische Werte		
			1 %	5 %	10 %
$r = 0$	$r \geq 1$	95,97**	76,07	68,52	64,74
$r = 1$	$r \geq 2$	63,50**	54,46	47,21	43,84
$r = 2$	$r \geq 3$	32,54*	35,65	29,68	26,70
$r = 3$	$r \geq 4$	14,61(*)	20,04	15,41	13,31
$r = 4$	$r = 5$	0,00	6,65	3,76	2,71

¹⁾ r ist die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen.

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

Tabelle 66

Likelihood-Verhältnistest von Restriktionen auf β (EU-11)

		$m3$	Δp	bip	z_L	z_K
Berücksichtigung sämtlicher Restriktionen						
$\chi^2(4) = 17,46$; marginales Signifikanzniveau: 0,0 %						
Geldnachfragefunktion	$\beta_1' =$	(1	0	-1,38	0,32	0)
Fisher-Hypothese	$\beta_2' =$	(0	4	0	- 1	0)
Erwartungshypothese der Zinsstruktur	$\beta_3' =$	(0	0	0	- 1	1)
Ohne Berücksichtigung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur						
$\chi^2(3) = 15,35$; marginales Signifikanzniveau: 0,0 %						
Geldnachfragefunktion	$\beta_1' =$	(1	0	-1,38	11,0	0)
Fisher-Hypothese	$\beta_2' =$	(0	4	0	- 1	0)
Erwartungshypothese der Zinsstruktur	$\beta_3' =$	(0	0	0	- 1	0,05)
Ohne Berücksichtigung der strengen Form der Fisher-Hypothese						
$\chi^2(3) = 0,99$; marginales Signifikanzniveau: 80,0 %						
Geldnachfragefunktion	$\beta_1' =$	(1	0	1,37	0,28	0)
Fisher-Hypothese	$\beta_2' =$	(0	6,13	0	- 1	0)
Erwartungshypothese der Zinsstruktur	$\beta_3' =$	(0	0	0	- 1	1)

gilt, und ein Koeffizient von ungleich vier in der Gleichung zugelassen wird, dann können die verbleibenden Restriktionen nicht abgelehnt werden, und die Koeffizienten haben alle eine plausible Größenordnung.

522. Die Einkommenselastizität ist genauso groß wie in Deutschland, während die Zinssemielastizität der Geldnachfrage deutlich kleiner ist. Eine mögliche Erklärung wäre, dass die ehemals höheren und schneller veränderlichen Inflationsraten anderer EWU-Teilnehmer dort zu einer gewissen Verschleierung der Opportunitätskosten und somit zu einer geringeren Reagibilität der Geldnachfrage auf Veränderungen dieser Kosten geführt haben. Dass der Koeffizient in der Fisher-Gleichung größer ist als vier, auf Jahresbasis also größer als eins, wird gängigerweise damit erklärt, dass durch die – hier nicht berücksichtigte – Besteuerung eine größere Realverzinsung verlangt wird. Dieser Koeffizient von größer vier erklärt auch die ambivalenten Testergebnisse bezüglich der Stationarität des Realzinses (Tabelle 56). Im Weiteren wird also mit diesem Modell gearbeitet.

Die geschätzten Ladungskoeffizienten haben zum überwiegenden Teil das erwartete Vorzeichen. Eine zu große Realkassenhaltung führt zu einem Rückgang der nachgefragten Geldmenge und wirkt stimulierend auf die Nachfrage; Abweichungen von der Fisher-Gleichung führen zu einem Anziehen der Inflationsrate und einem Rückgang der Zinsen (Tabelle 67). Unerwartet ist der insignifikante Koeffizient des langfristigen Zinses in der Gleichung für die Erwartungshypothese. Die hohen

t -Werte für Δz_K deuten bereits darauf hin, dass der kurzfristige Zins nicht als exogen betrachtet werden darf.

Überprüfung der Kontrollierbarkeit in der EU-11

523. Eine notwendige Voraussetzung für die Kontrollierbarkeit der Geldmenge ist Stabilität der Geldnachfragefunktion. Für die EU-11 wird allerdings durch einen der beiden rekursiven Tests von Hansen und Johansen (1992) die Existenz einer stabilen Geldnachfragefunktion in Zweifel gezogen (Schaubild 59). Auch deuten die großen t -Werte der Ladungskoeffizienten von Δz_K bereits an, dass der kurzfristige Zins nicht schwach exogen ist. Ein Test der entsprechenden Nullrestriktionen auf die Ladungsmatrix zeigt tatsächlich, dass die Nullhypothese schwacher Exogenität sogar auf dem 1 %-Signifikanzniveau verworfen werden kann ($\chi^2(3) = 16,78$). Somit ist die notwendige Bedingung für Superexogenität nicht erfüllt. Gleichwohl ist es sinnvoll, auch die Tests auf *co-breaking* durchzuführen, um weitere Einblicke zu gewinnen. Streng genommen ist allerdings das Bestehen von Superexogenität ausgeschlossen, selbst wenn *co-breaking* vorläge.

524. Als Erstes wird wieder überprüft, ob die Koeffizienten über die Zeit hinweg variieren. Die Trennung des Modells in ein marginales Modell für die kurzfristigen Zinsen und in ein bedingtes Modell für die Geldnachfragefunktion muss hier allerdings entfallen, da der Zins nicht schwach exogen ist. Dann wären näm-

Geschätzte Ladungsmatrix (EU-11)

Variable	Geldnachfragefunktion		Fisher-Hypothese		Erwartungshypothese der Zinsstruktur	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
$\Delta m3$	- 0,126	- 4,107**	- 0,029	- 0,789	0,020	0,452
$\Delta^2 p$	0,019	1,102	0,089	4,230**	- 0,020	- 0,820
Δbip	0,059	1,534	- 0,059	- 1,277	0,157	2,887**
Δz_L	0,018	0,585	- 0,109	- 2,945**	- 0,007	- 0,170
Δz_K	- 0,088	- 2,221**	- 0,118	- 2,480*	0,169	3,025**

*, ** zeigen Signifikanz auf dem 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an.

lich die Resultate einer getrennten Modellierung weder für die Parameter der Zinsgleichung noch für die der Geldmengengleichung korrekt.

Es zeigt sich, dass weder die Koeffizienten in der Kurzfristgleichung für die Zinsen noch die in der Kurzfristgleichung für die Geldnachfrage variieren (Tabelle 68). Hieraus können also keine Erkenntnisse für das Vorliegen von *co-breaking* gewonnen werden.

Wenn man mittels der zweiten Testmethode überprüfen möchte, ob *co-breaking* vorliegt, steht man vor dem ähnlichen Problem wie in Deutschland, nämlich einen

adäquaten Zeitraum für einen Bruch in der Zinspolitik abzugrenzen. Da der gesamte Untersuchungszeitraum durch fallende Zinsen gekennzeichnet war, tut man sich schwer, restriktive Phasen herauszudeuten. Dennoch lassen sich zwei kontraktive Phasen isolieren. Im Zeitraum vom dritten Quartal 1988 bis zum ersten Quartal 1990 stieg im Euro-Raum der kurzfristige Zins um 394 Basispunkte an. Erwartungsgemäß ist in der Gleichung für den kurzfristigen Zins die dazugehörige Dummy-Variable signifikant (Tabelle 69, Seite 294). Dass sie in der Geldmengengleichung ebenfalls hochsignifikant ist, spricht deutlich gegen die Hypothese der Superexogenität des kurzfristigen Zinssatzes. Noch deutlicher ist das Ergebnis für die zweite kontraktive Phase (drittes Quartal 1999 bis Ende 2000) im Verlaufe derer die kurzfristigen Zinsen um 239 Basispunkte stiegen: Während die Dummy-Variable in der Zinsgleichung in-

Schaubild 59

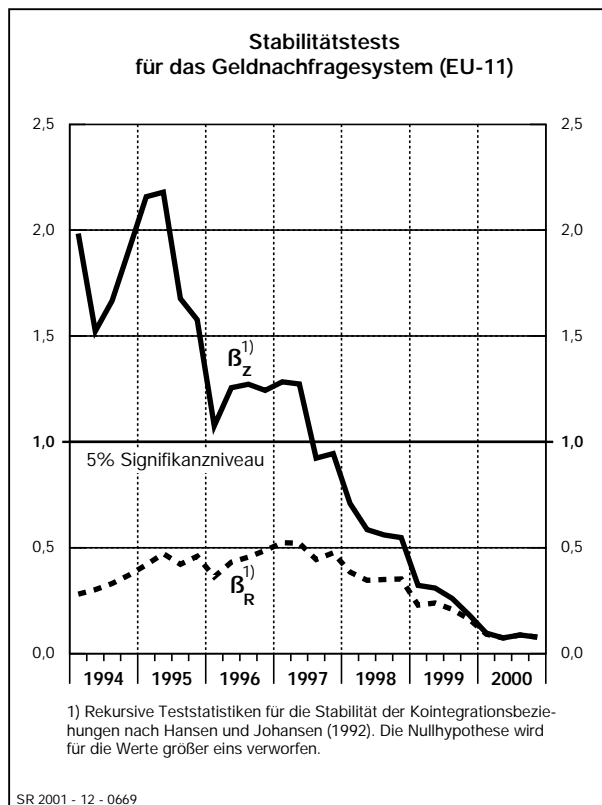


Tabelle 68

Tests auf Parameterinstabilität¹⁾ (EU-11)

Regressor	Zu erklärende Variable			
	Δz_K		$\Delta m3$	
	Nyblom-Test	Hansen-Test	Nyblom-Test	Hansen-Test
Konstante	0,084	0,084	0,060	0,060
$ec1_{t-1}$	0,084	0,084	0,060	0,060
$ec2_{t-1}$	0,072	0,094	0,060	0,065
$ec3_{t-1}$	0,033	0,056	0,035	0,056
$\Delta m3_{t-1}$	0,145	0,131	0,083	0,077
$\Delta^2 p_{t-1}$	0,051	0,037	0,162	0,133
Δbip_{t-1}	0,040	0,048	0,083	0,061
$\Delta z_{L,t-1}$	0,139	0,143	0,149	0,119
$\Delta z_{K,t-1}$	0,062	0,073	0,215	0,159

¹⁾Nyblom- beziehungsweise Hansen-Test auf Stabilität der Regressionskoeffizienten. Die kritischen Werte lauten: 0,348 (10 %), 0,462 (5 %) und 0,734 (1 %).

Tabelle 69

Tests auf Superexogenität des kurzfristigen Zinses (EU-11)

	Dummy-Variable					
	D1: 1988:3 – 1990:1		D2: 1999:3 – 2000:4		D: 1999:1 – 2000:4	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
$\Delta m3$	0,445	3,015**	0,360	2,289*	0,396	2,661**
$\Delta^2 p$	0,018	0,195	0,085	0,881	0,001	0,011
Δbip	0,458	2,365*	- 0,019	- 0,091	0,455	2,415*
Δz_L	0,239	1,528	0,063	0,380	0,225	1,466
Δz_K	0,476	2,404*	0,239	1,135	0,440	2,267*

(*), *, ** zeigen Signifikanz auf dem 10 %-, 5 %- beziehungsweise 1 %-Niveau an. Die Koeffizienten wurden mit dem Faktor 100 multipliziert.

signifikant ist, leistet sie einen signifikanten Erklärungsbeitrag in der Geldmengengleichung. Da dieser Zeitraum weitgehend identisch ist mit dem Zeitraum seit Einführung des Euro, wurde in einem zweiten Test geprüft, ob nicht ein Strukturbruch zu diesem Zeitpunkt vorliegt. Die Dummy-Variable ist sowohl in der Geldmengengleichung als auch in der Zinsgleichung signifikant. Insgesamt deutet dies auf fehlendes *co-breaking* des kurzfristigen Zinses und auf einen Strukturbruch in der Geldnachfragefunktion beim Übergang auf die europäische Gemeinschaftswährung hin. Die Exogenität des Zinssatzes ist also deutlich in Frage gestellt.

525. Die Residuen weisen eine recht ähnliche Korrelationsstruktur wie in Deutschland auf (Tabelle 70). Diese wird bei der Berechnung der generalisierten Impulsantwortfolge berücksichtigt.

Die Impulsantworten der Geldmenge M3 in Bezug auf einen Schock der kurzfristigen Zinsen in Höhe von 100 Basispunkten sind nur schwach signifikant und belaufen sich nach einem Jahr auf nur rund ein Viertel vH (Schaubild 60). Wegen der fehlenden Exogenität des Zinssatzes in Bezug auf die Geldnachfragefunktion darf diese Impulsantwortfolge jedoch nicht als die Reaktion der Geldmenge auf einen zinspolitischen

Schock interpretiert werden. Wegen der hier greifenden Lucas-Kritik stellt dies lediglich die Beschreibung eines historischen Musters dar, aus dem keine Schlüsse für ein Verhalten der Marktteilnehmer auf einen tatsächlichen Zinsschritt gezogen werden dürfen, da eine solche Politiksimulation die Superexogenität des Zinssatzes voraussetzen würde.

Schaubild 60

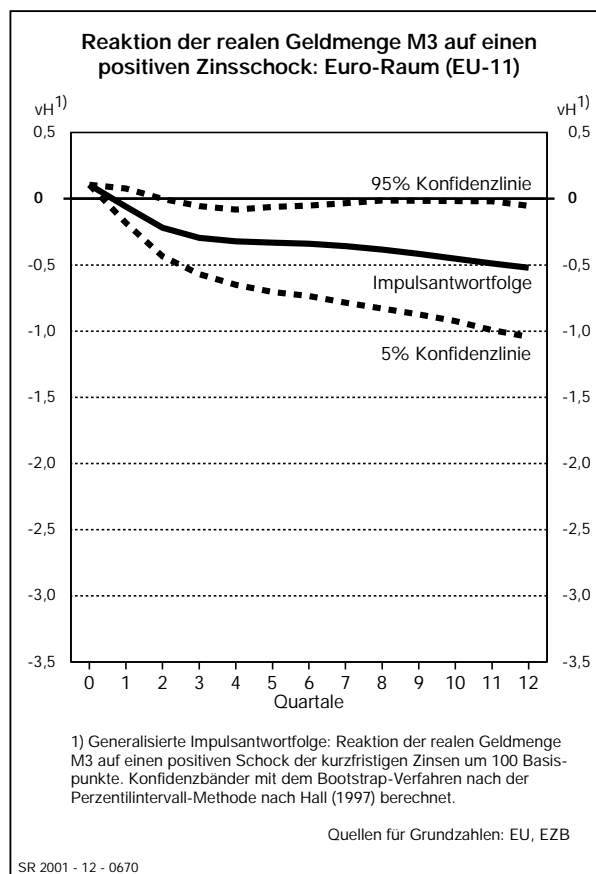


Tabelle 70

Korrelationsmatrix der Residuen (EU-11)

	Δz_K	Δz_L	Δbip	$\Delta^2 p$	$\Delta m3$
Δz_K	1,00				
Δz_L	0,55	1,00			
Δbip	0,13	0,19	1,00		
$\Delta^2 p$	- 0,00	- 0,00	0,17	1,00	
$\Delta m3$	0,14	0,31	0,09	- 0,46	1,00

Schlussfolgerungen

526. Für die Bundesrepublik Deutschland war im betrachteten Zeitraum die Geldmenge M3 durch die Deutsche Bundesbank kontrollierbar. Eine Erhöhung der kurzfristigen Zinsen hatte relativ rasch eine signifikant kontraktive Wirkung auf die Geldmenge zur Folge. Dabei konnte die Zentralbank die Zinsen erhöhen, ohne dass dies zu Änderungen der Reaktionsfunktion der Marktteilnehmer geführt hat, und die Auswirkungen einer solchen Zinserhöhung waren einigermmaßen zuverlässig vorhersehbar.

Für den Euro-Raum stellt sich die Lage anders dar. Die geschätzte langfristige Geldnachfragefunktion scheint nicht stabil zu sein, sondern einen Strukturbruch beim Übergang zur Gemeinschaftswährung aufzuweisen, und der kurzfristige Zinssatz ist nicht superexogen. Darüber hinaus sind die Reaktionen der Geldmenge auf eine Zinsänderung weniger stark ausgeprägt, als sie es für Deutschland waren, und nur schwach signifikant. Allerdings sind die Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren, da der Untersuchungszeitraum in die Zeit vor der Währungsunion zurückreicht und das damals vorliegende geldpolitische Umfeld nicht repräsentativ für das der heutigen Europäischen Zentralbank sein muss.

Literaturverzeichnis

Brand, C. und N. Cassola (2000) *A Money Demand System for Euro Area M3*, Working Paper 39, Europäische Zentralbank.

Coenen, G. und J.-L. Vega (1999) *The Demand for M3 in the Euro Area*, Working Paper 6, Europäische Zentralbank.

Deutsche Bundesbank (2001) *Monetäre Entwicklung im Euro-Währungsgebiet seit Beginn der EWU*, Monatsbericht Juni 2001, 43–63.

Dolado, J. J. und H. Lütkepohl (1996) *Making Wald Tests Work for Cointegrating Systems*, *Econometric Reviews*, 15, 396–386.

Europäische Zentralbank (2001) *Gestaltungsrahmen und Instrumentarium der monetären Analyse*, Monatsbericht Mai, 41–58.

Engle, R. F.; D. F. Hendry und J.-F. Richard (1983) *Exogeneity*, *Econometrica*, 51, 277–304.

Ericsson, N. R. (1999) *Empirical Modeling of Money Demand*, in: Lütkepohl, H. und J. Wolters (1999), 29–50.

Ericsson, N. R.; D. F. Hendry und G. E. Mizon (1998) *Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 370–387.

Fagan, G. und J. Henry (1999) *Long Run Money Demand in the EU: Evidence for Area Wide Aggregates*, in: Lütkepohl, H. und J. Wolters (1999), 217–240.

Hall, P. (1997) *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, New York.

Hansen, H. und S. Johansen (1992) *Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models*, Discussion Papers 92–13, University of Copenhagen.

Hendry, D. F. und G. E. Mizon (1999) *Exogeneity, Causality, and Co-breaking in Economic Policy Analysis of a Small Econometric Model of Money in the UK*, in: Lütkepohl, H. und J. Wolters (1999), 1–28.

Hubrich, K. (2001) *Cointegration Analysis in a German Monetary System*, Heidelberg.

Johansen, S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector-Autoregressive Models*, Oxford.

Lucas, R. E. (1976) *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, in: Brunner, K. und A. H. Meltzer (Hrsg.) „The Phillips-Curve and Labour Markets“, Amsterdam.

Lütkepohl, H. und J. Wolters, (Hrsg., 1999) *Money Demand in Europe*, Heidelberg.

Perron, P. (1989) *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis*, *Econometrica*, 57, 1361–1401.

Pesaran, H. H. und Y. Shin (1996) *Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium*, *Journal of Econometrics*, 71, 117–143.

Pesaran, H. H. und Y. Shin (1998) *Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models*, *Economics Letters*, 58, 17–29.

Wolters, J. und H. Lütkepohl (1997) *Die Geldnachfrage für M3: Neue Ergebnisse für das vereinigte Deutschland*, Ifo-Studien, 43, 35–54.

IV. Eine Beurteilung des Steuersenkungsgesetzes 2001: Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen

527. Mit dem Steuersenkungsgesetz 2001 ging eine fundamentale Neuorientierung der Unternehmensbesteuerung in Deutschland einher, indem das seit 1977 geltende Anrechnungsverfahren durch das Halbeinkünfteverfahren ersetzt wurde. Ziele dieser Steuerreform waren die Verbesserung der Investitionsbedingungen, die Erhöhung der Attraktivität des Standorts Deutschland, die Gewährleistung einer rechtsformneutralen Besteuerung sowie die Sicherstellung eines europatauglichen Steuersystems. Kapitalkosten und effektive marginale und durchschnittliche Steuerbelastungen geben Hinweise darauf, inwieweit die mit dem Steuersenkungsgesetz angestrebten Ziele erreicht wurden. Die Berechnung dieser Kennziffern wird mit Hilfe eines auf Devereux und Griffith (1999) zurückgehenden Modellansatzes vorgenommen (siehe dazu auch Bertelsmann Stiftung, 2000; Schreiber, Spengel und Lammersen, 2001; Spengel und Lammersen, 2001).

528. Die *Kapitalkosten* stellen einen quantitativen Indikator für die Einschätzung der Wettbewerbsfähigkeit eines an einem Standort ansässigen Unternehmens und für die Höhe des Investitionsvolumens dar. Auch die *effektiven Grenzsteuerbelastungen* erlauben eine Aussage über die Investitionswirkungen eines Steuersystems. Zur Beurteilung der Standortwirkungen von Steuern schließlich sind die *effektiven Durchschnittssteuerbelastungen* hilfreich (Kasten 7).

Bei der Ermittlung von Kapitalkosten und effektiven Steuerbelastungen ist zu unterscheiden nach:

- der Art des Investitionsobjekts – betrachtet werden immaterielle Wirtschaftsgüter, Gebäude, Maschinen, Finanzanlagen und Vorräte;
- dem Finanzierungsweg, also Fremdfinanzierung, Beteiligungsfinanzierung oder Selbstfinanzierung;
- dem Typ des Kapitalgebers – angenommen wird hier, dass entweder der Nullsteuersatz oder der Spitzensteuersatz zur Anwendung kommt und eine wesentliche oder nicht wesentliche Beteiligung vorliegt;
- nationaler oder grenzüberschreitender Geschäftstätigkeit, wobei nach einfließenden (Inbound-) Investitionen (ausländischer Investor mit Tochtergesellschaft in Deutschland) und ausfließenden (Outbound-) Investitionen (deutscher Investor mit ausländischer Tochterkapitalgesellschaft) zu differenzieren ist.

Eine Unterscheidung nach Investitionsobjekten ist wegen unterschiedlicher Abschreibungsregelungen und Inflationswirkungen erforderlich. Die verschiedenen Finanzierungswege beeinflussen die steuerliche Bemessungsgrundlage und die Entlohnung des Kapitalgebers. Bei Überlassung von Fremdkapital bezieht dieser Zinsen; bei Beteiligungsfinanzierung werden Dividenden ausgeschüttet; bei Gewinnthesaurierung kommt es zu Wertsteigerungen, die sich in Veräußerungsgewinnen niederschlagen. Die steuerliche Belastung des Kapitalgebers hängt dann von der Art des Steuersystems und den Steuersätzen ab, bei Beteiligungs- und Selbstfinanzierung aber auch davon, ob es sich um wesentliche oder nicht wesentliche Beteiligungen handelt. Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen werden zunächst für nationale Investitionen und danach für grenzüberschreitende Investitionstätigkeit ermittelt.

Kasten 7

Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen: Definition und Interpretation

Die *Kapitalkosten* – im Folgenden mit p^e bezeichnet – sind definiert als diejenige Rendite vor Steuern, die ein marginales Investitionsprojekt mindestens abwerfen muss, um für Investoren – verglichen mit einer Alternativanlage etwa in festverzinsliche Wertpapiere – gerade noch attraktiv zu sein. Angenommen, die Alternativrendite betrage 5 vH; Investitionserträge unterliegen einer 40-prozentigen Besteuerung. Dann muss ein Investitionsprojekt eine Vor-Steuer-Rendite von mindestens 8,33 vH ($= 5 / (1 - 0,4)$ vH) erbringen, um überhaupt durchgeführt zu werden. Die Kapitalkosten entsprechen gerade dieser Mindestrendite von 8,33 vH. Dem neoklassischen Investitionskalkül zufolge bestimmt sich das Investitionsvolumen durch die Bedingung, dass die letzte investierte Einheit einen Ertrag in Höhe der Kapitalkosten abwirft. Bei einer höheren/niedrigeren Steuerbelastung nehmen die Kapitalkosten zu/ab und das Investitionsvolumen entsprechend ab/zu. Bei gegebener Alternativrendite gibt die Veränderung der Kapitalkosten demnach einen Hinweis auf die Investitionswirkungen der Besteuerung. Je höher die Kapitalkosten, desto geringer ist das Investitionsvolumen. Die Kapitalkosten sind gleichzeitig auch ein Indikator zur Beurteilung der Wettbewerbsfähigkeit eines Unternehmens. Sie geben einmal die Preisuntergrenze an, bei deren Unterschreiten ein Unternehmen langfristig aus dem Markt gedrängt wird. Zum anderen erlauben sie eine vergleichende Aussage über zwei Unternehmen, etwa ein deutsches und ein französisches, die auf ein und demselben Absatzmarkt mit homogenen Produkten konkurrieren und dort identische Preise erzielen. Das Unternehmen mit den höheren Kapitalkosten weist dann eine geringere Wettbewerbsfähigkeit auf als das andere.

Das Konzept der *effektiven Grenzsteuerbelastung* steht in engem Zusammenhang zu den Kapitalkosten. Effektive Grenzsteuersätze (*EMTR*: Effective Marginal Tax Rates) sind definiert als Differenz von Kapitalkosten, also der von einem Investor mindestens geforderten Vor-Steuer-Rendite, und der für einen Kapitalgeber relevanten realen Rendite nach Steuern, bezogen auf die Kapitalkosten. Bezeichnet man die vom Kapitalgeber verlangte Nach-Steuer-Rendite mit s , gilt also

$$EMTR = \frac{p^c - s}{p^c}. \quad (1)$$

Es erweist sich als sinnvoll, den im Zähler dieses Ausdrucks stehenden gesamten effektiven Steuerkeil zwischen der vom Investor geforderten Vor-Steuer-Rendite und der für den Kapitalgeber relevanten Nach-Steuer-Rendite in einen Unternehmenssteuerkeil und einen Kapitalgebersteuerkeil aufzuspalten. Wird der reale Marktzins mit r bezeichnet – der nominale Marktzins i bestimmt sich dann über $(1 + i) = (1 + r)(1 + \pi)$, mit π als Inflationsrate –, bestimmt sich der Unternehmenssteuerkeil über die Differenz $(p^c - r)$ und die auf Unternehmensebene relevante effektive Grenzsteuerbelastung über

$$EMTR = \frac{p^c - r}{p^c}. \quad (2)$$

Diese Messgröße ist vor allem bei Publikumsgesellschaften mit Streubesitz von Interesse, da hier davon auszugehen ist, dass der entscheidende Kapitalgeber nicht bekannt ist.

Effektive Grenzsteuerbelastungen erfassen sowohl die Effekte, die auf unterschiedliche Körperschaftsteuersysteme und die tariflichen Steuersätze der relevanten Steuern zurückzuführen sind – entweder nur auf Unternehmensebene oder im Zusammenspiel von persönlichen Steuern des Kapitalgebers und Unternehmenssteuern – als auch diejenigen, die von der Bemessungsgrundlage ausgehen. Bei Ertragswertabschreibung würde die effektive Steuerbelastung einer marginalen Investition dem tariflichen Steuersatz auf Zinseinkünfte entsprechen, vollkommene Kapitalmärkte und einige andere Annahmen vorausgesetzt. Liegt die effektive Grenzbelastung unter dem tariflichen Steuersatz, werden Investitionen im Vergleich zur tariflichen Besteuerung einer Finanzanlage begünstigt, andernfalls benachteiligt. Die effektive Grenzsteuerbelastung erlaubt dementsprechend einmal eine Aussage darüber, ob es, verglichen mit einer entscheidungsneutralen Besteuerung, zu Über- oder Unterinvestitionen kommt. Auch ohne den „Eichstrich“ einer entscheidungsneutralen Besteuerung – die die Kenntnis einer Ertragswertabschreibung voraussetzt – erlauben effektive Grenzbelastungen Aussagen über die Investitionswirkungen der Besteuerung. Nehmen die Grenzbelastungen infolge einer Steuerreform ab, kann von einer Zunahme des Investitionsvolumens ausgegangen werden.

Während sich Kapitalkosten und die daraus abgeleiteten effektiven Grenzsteuerbelastungen auf marginale Investitionsentscheidungen beziehen, sind *effektive Durchschnittssteuerbelastungen* für diskrete, sich gegenseitig ausschließende Investitionen relevant. Standortentscheidungen oder die Neugründung eines Unternehmens sind Beispiele für diskrete Investitionsentscheidungen. Die Kapitalwerte solcher Investitionen sind positiv; ihre Renditen p liegen über den Kapitalkosten ($p > p^c$). Grundsätzlich wird bei den Berechnungen von einer Vor-Steuer-Rendite von 20 vH ($p = 0,2$) ausgegangen. Effektive Durchschnittsbelastungen sind dann vor allem für die Beurteilung der steuerlichen Einflüsse auf Standortentscheidungen relevant, also etwa dann, wenn ein US-amerikanisches Unternehmen einen geeigneten europäischen Standort für eine Tochtergesellschaft sucht. Je niedriger die effektive durchschnittliche Belastung mit Steuern an einem Standort ist, desto attraktiver ist er für Investoren. Diese Zusammenhänge konnten theoretisch und empirisch nachgewiesen werden (Devereux und Griffith, 1998; Richter, Seitz und Wiegard, 1996).

Eine konsistente Ermittlung von effektiven Grenz- und Durchschnittssteuerbelastungen ist in einem von Devereux und Griffith (1999) publizierten Modellrahmen möglich. Der bis dahin in der einschlägigen Literatur dominierende Ansatz von King und Fullerton (1984) eignet sich hingegen nur für die Berechnung von Kapitalkosten und Grenzbelastungen. Konzeptionell unterscheiden sich diese beiden Ansätze vor allem dadurch, dass King und Fullerton von einer **dauerhaften** Erhöhung des Kapitalstocks ausgehen, während bei Devereux und Griffith eine **einmalige** Ausdehnung des Kapitalstocks betrachtet wird. Steuerbelastungsanalysen, die – wie der von Jacobs und Spengel (1996) entwickelte European Tax Analyzer – von einem Modellunternehmen ausgehen, erlauben wiederum nur Aussagen über die effektiven Durchschnittsbelastungen, bilden dafür aber mehr Details ab. Insgesamt erscheint für die Analyse des Steuersenkungsgesetzes der Ansatz von Devereux und Griffith am geeignetsten. Zwar stellt die Annahme einer einmaligen Investition eine gewisse Einschränkung dar; dem steht aber der große Vorteil gegenüber, dass sich effektive Grenzbelastungen und effektive Durchschnittsbelastungen in einem einheitlichen Modellrahmen ermitteln lassen.

Die effektive Durchschnittssteuerbelastung (*EATR*: Effective Average Tax Rate) ermittelt man dann über

$$EATR = \frac{R^* - R}{p / (1 + r)}, \quad (3)$$

wobei R^* beziehungsweise R die Kapitalwerte der betrachteten Investition vor und nach Steuern angeben und $p / (1 + r)$ die abgezinste Vor-Steuer-Rendite des Projekts. Bei Beschränkung auf die Unternehmensebene entspricht die *EATR* dem gewichteten Mittel aus der *EMTR* und dem tariflichen Steuersatz τ^u auf Gewinne, die die Kapitalkosten übersteigen:

$$EATR = \frac{p^c}{p} \cdot EMTR + \frac{p - p^c}{p} \cdot \tau^u. \quad (4)$$

Annahmegemäß werden Überrenditen ausgeschüttet, sodass sich der tarifliche Steuersatz in (4) auf die Ausschüttungsbelastung bezieht.

Mit zunehmender Unternehmensrendite p nähert sich die effektive Durchschnittssteuerbelastung dem tariflichen Steuersatz auf Unternehmensgewinne τ^u an. Dies korrespondiert mit der Beobachtung, dass sich multinationale Investoren bei Standortentscheidungen häufig an den einfach festzustellenden tariflichen Steuersätzen orientieren.

Effektive Steuerbelastungen bei nationaler Geschäftstätigkeit

529. Zunächst werden die auf das Steuersenkungsgesetz 2001 zurückzuführenden Änderungen der Kapitalkosten und der effektiven Steuerbelastungen bei ausschließlich nationaler Geschäftstätigkeit von Kapitalgesellschaften und bei Beschränkung auf die Unternehmensebene betrachtet.

Die Vernachlässigung der persönlichen Steuern bei den Kapitalgebern könnte für Publikumsgesellschaften mit Aktien im Streubesitz gerechtfertigt sein. Für die Jahre 2000 beziehungsweise 2001 werden bundesdurchschnittliche Gewerbesteuerhebesätze von 426 vH beziehungsweise 428 vH angenommen. Die tarifliche Belastung von Gewinnen durch Körperschaftsteuer, Gewerbesteuer und Solidaritätszuschlag berechnet sich über

$$\tau^u = (1 + mh)^{-1} [mh + \tau^{KSt} (1 + soli)],$$

wobei

- m die Steuermesszahl,
- h den bundesdurchschnittlichen Gewerbesteuerhebesatz,
- τ^{KSt} den tariflichen Körperschaftsteuersatz,
- $soli$ den Solidaritätszuschlag

bezeichnen. Setzt man für diese Variablen die Werte der Jahre 2000 und 2001 ein, erhält man die Tarifbelastungen (Tabelle 71).

Exemplarisch soll die Berechnung der in Tabelle 72, Seite 300 für selbstfinanzierte Investitionen in Vorräte und Finanzanlagen ausgewiesenen Werte erläutert werden. Die Berechnung ist deshalb besonders einfach, weil die Lifo-Methode bei Vorräten den Ausweis

von Scheingewinnen vermeidet und die effektive Grenzbelastung deshalb der Tarifbelastung entspricht. Bei Finanzanlagen sind dann zusätzlich noch Inflationseffekte zu berücksichtigen.

Bei unterstellten Werten von 5 % für den realen Marktzins ($r = 0,05$) ermittelt man die Kapitalkosten für selbstfinanzierte Vorratsinvestitionen über die Gleichung $p^c = 0,05 / (1 - \tau^u)$, wobei τ^u hier für die Tarifbelastung bei einbehaltenen Gewinnen steht. Man erhält $p^c = 0,10493$ für das Jahr 2000 und $p^c = 0,08244$ für das Jahr 2001. In der Tabelle 72, Seite 300 sind dann die mit 100 multiplizierten und auf eine Nach-Komma-Stelle gerundeten Werte angegeben. Die effektiven Grenzbelastungen berechnen sich über Gleichung (2) zunächst ungerundet als

$$EMTR(2000) = \frac{0,10493 - 0,05}{0,10493} = 0,52350,$$

$$EMTR(2001) = \frac{0,08244 - 0,05}{0,08244} = 0,39353.$$

Ausgewiesen werden dann die gerundeten vH-Werte. Die effektiven Durchschnittsbelastungen schließlich werden über Gleichung (4) ermittelt, ausführlich

$$EATR(2000) = \frac{0,10493}{0,2} \cdot 0,52350 + \frac{0,2 - 0,10493}{0,2} \cdot 0,43652 = 0,48215$$

$$EATR(2001) = \frac{0,08244}{0,2} \cdot 0,39353 + \frac{0,2 - 0,08244}{0,2} \cdot 0,39353 = 0,39353$$

Tabelle 71

Tarifbelastungen bei nationaler Geschäftstätigkeit in den Jahren 2000 und 2001

	2000	2001
<i>m</i>	0,05	0,05
<i>h</i>	4,26	4,28
<i>sol</i>	0,055	0,055
τ^{KSt}	0,4 ¹⁾	0,3 ²⁾
τ^u	0,52350 ¹⁾	0,43652 ²⁾
		0,39353

¹⁾ Tarifbelastung von einbehaltenen Gewinnen.

²⁾ Tarifbelastung von ausgeschütteten Gewinnen.

Wie zuvor enthält Tabelle 72, Seite 300 wieder die mit 100 multiplizierten und auf eine Nach-Komma-Stelle gerundeten Werte.

Für Finanzanlagen genügt es, die Berechnung der Kapitalkosten zu skizzieren. Die effektiven Grenz- und Durchschnittsbelastungen erhält man wieder über die Gleichungen (2) und (4). Die Tarifbelastung bezieht sich auf den nominalen Zins *i*, nicht auf den realen Marktzins *r*. Bei einer Inflationsrate von 2 vH ($\pi = 0,02$) und einem realen Zins von 5 % beträgt der Nominalzins dann

$$i = (1 + \pi)(1 + r) - 1 = 0,071.$$

Bei gegebener Tarifbelastung τ^u auf einbehaltene Gewinne ist eine nominale Vor-Steuer-Rendite $i/(1 - \tau^u)$ von erforderlich, um nach Steuern gerade den Nominalzins *i* zu erzielen. Überführt in reale Größen entsprechen dem Kapitalkosten in Höhe von

$$p^c = \frac{i + (1 - \tau^u)}{(1 - \tau^u)(1 + \pi)} - 1.$$

Durch Einsetzen der relevanten Parameter erhält man die Werte 0,12647 beziehungsweise 0,09516 und durch Rundung dann die in Tabelle 72, Seite 300 ausgewiesenen vH-Angaben.

Bei fremdfinanzierten Investitionen ergeben sich – außer bei Finanzanlagen – durchweg negative Werte für die effektiven Grenzbelastungen. Dies darf nicht als Subventionierung der entsprechenden Investitionen verstanden werden; das Unternehmen zahlt weiterhin Steuern. Die Grenzbelastungen sind deshalb negativ, weil die Kapitalkosten aufgrund günstiger Abschreibungsbedingungen und der Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen unter dem realen Marktzins liegen. Sind die Kapitalkosten kleiner als 2,5 vH, sind die effektiven Grenzbelastungen sogar kleiner als -100 vH.

Die Durchschnittsbildung über die Investitionsobjekte einerseits, die Finanzierungsformen andererseits wird jeweils ungewichtet über die zunächst ungerundeten Werte vorgenommen mit anschließender Rundung. Zu beachten ist, dass die effektiven Grenzbelastungen in

den Randzeilen und Randspalten über die durchschnittlichen Kapitalkosten berechnet wurden und nicht als Durchschnitt der Grenzbelastungen.

530. Die Kapitalkosten und effektiven Grenzbelastungen einbehaltener Gewinne sind bei selbstfinanzierten Investitionen durchweg gesunken, im Durchschnitt über alle Investitionsalternativen von 10,4 vH und 51,7 vH im Jahre 2000 auf 8,4 vH beziehungsweise 40,4 vH in 2001. Für Finanzanlagen und Vorratsinvestitionen ist der Rückgang (in Prozentpunkten) allerdings stärker ausgefallen als für Sachinvestitionen in Gebäude, Maschinen oder immaterielle Wirtschaftsgüter, deren relative Position sich damit verschlechtert hat. Dies ist darauf zurückzuführen, dass zwar alle Investitionen von der niedrigeren Tarifbelastung begünstigt werden. Aber es sinkt dadurch einmal der Vorteil aus den beschleunigten steuerlichen Abschreibungen bei Sachinvestitionen; hinzu kommen die Verminderung der degressiven Abschreibungssätze für bewegliche Wirtschaftsgüter sowie die Verlängerung der steuerlichen Abschreibungszeiträume für Gebäude.

Bei Beteiligungs- oder Fremdfinanzierung von Sachinvestitionen nehmen die effektiven Grenzbelastungen zu. Trotz verminderter Tarifbelastung auf ausgeschüttete Gewinne von 30 vH auf 25 vH steigen die Grenzbelastungen bei Beteiligungsfinanzierung im Durchschnitt von 38,2 vH auf 40,4 vH. Dies liegt daran, dass der Vorteil aus der Senkung der Ausschüttungsbelastung um fünf Prozentpunkte von der Verschlechterung der Abschreibungsbedingungen überkompensiert wird.

Wegen der Abschaffung des gespaltenen Körperschaftsteuersatzes stimmen Kapitalkosten sowie die effektiven Grenz- und Durchschnittsbelastungen im neuen System bei Beschränkung auf die Unternehmensebene im Falle der Selbst- und Beteiligungsfinanzierung im Übrigen überein.

Bei Fremdfinanzierung steigen Kapitalkosten und effektive Grenzbelastungen bei allen Investitionsalternativen außer Finanzanlagen stark an, im Durchschnitt von 3,4 vH auf 4,6 vH beziehungsweise von minus 45,2 vH auf minus 8,5 vH. Der Grund ist, dass der Steuervorteil aus dem Abzug von nominalen Zinsaufwendungen im Rahmen der Gewinnermittlung wegen der reduzierten Tarifbelastung zurückgeht; bei abnutzbaren Wirtschaftsgütern tritt der Nachteil aus der Verschlechterung der Abschreibungsbedingungen hinzu. Die nahezu unveränderte effektive Grenzbelastung bei Finanzanlagen erklärt sich dadurch, dass die Steuer auf die nominalen Zinserträge durch den Abzug von nominalen Zinsaufwendungen gerade kompensiert wird und lediglich die hälftige Gewerbesteuer auf Zinsaufwendungen anfällt.

Gemittelt über alle Finanzierungswege und Investitionsalternativen vermindern sich Kapitalkosten und effektive Grenzbelastungen einer deutschen Kapitalgesellschaft geringfügig von 7,3 vH auf 7,1 vH beziehungsweise von 31,5 vH auf 29,8 vH. Gleichwohl ist eher mit einem Rückgang von Arbeitsplätze schaffenden

Tabelle 72

**Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen in Deutschland
für die Jahre 2000 und 2001 auf Unternehmensebene
vH¹⁾**

	Jahre	Selbst-	Beteiligungs-	Fremd-	Durchschnitt (ungewichtet)
		finanzierung			
Immaterielle Wirtschaftsgüter					
Kapitalkosten	2000	9,1	6,8	2,2	6,0
	2001	7,4	7,4	3,6	6,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	44,9	26,7	- 130,8	16,9
	2001	32,5	32,5	- 37,6	18,7
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	44,2	37,9	24,8	35,6
	2001	36,8	36,8	25,4	33,0
Gebäude					
Kapitalkosten	2000	10,1	7,8	3,2	7,0
	2001	8,6	8,6	4,8	7,3
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	50,5	36,2	- 57,0	29,0
	2001	41,7	41,7	- 4,3	31,6
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	47,1	40,7	27,6	38,5
	2001	40,3	40,3	28,9	36,5
Maschinen					
Kapitalkosten	2000	9,4	7,2	2,5	6,4
	2001	8,2	8,2	4,4	6,9
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	47,0	30,4	- 97,4	21,7
	2001	38,8	38,8	- 13,6	27,7
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	45,2	38,9	25,8	36,6
	2001	39,1	39,1	27,7	35,3
Finanzanlagen					
Kapitalkosten	2000	12,6	10,4	5,7	9,6
	2001	9,5	9,5	5,7	8,3
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	60,5	51,9	12,9	47,9
	2001	47,5	47,5	13,0	39,5
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	54,3	47,9	34,8	45,7
	2001	43,2	43,2	31,8	39,4
Vorräte					
Kapitalkosten	2000	10,5	8,2	3,6	7,4
	2001	8,2	8,2	4,5	7,0
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	52,3	39,3	- 39,4	32,8
	2001	39,4	39,4	- 11,8	28,4
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	48,2	41,9	28,8	39,6
	2001	39,4	39,4	27,9	35,5
Durchschnitt (ungewichtet)					
Kapitalkosten	2000	10,4	8,1	3,4	7,3
	2001	8,4	8,4	4,6	7,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	2000	51,7	38,2	- 45,2	31,5
	2001	40,4	40,4	- 8,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	2000	47,8	41,5	28,4	39,2
	2001	39,8	39,8	28,3	36,0

¹⁾Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

den Sachinvestitionen zu rechnen. Zum einen verschlechtern sich die Bedingungen für Sachinvestitionen gegenüber denen für Vorrats- und Finanzinvestitionen selbst bei Selbstfinanzierung. Zum anderen steigen Kapitalkosten und Grenzbelastungen bei immateriellen Wirtschaftsgütern, Gebäuden und Maschinen bei Beteiligungs- und Fremdfinanzierung sowie im (ungewichteten) Durchschnitt aller Finanzierungsformen an.

531. Die effektiven Durchschnittsbelastungen reduzieren sich bei Eigenfinanzierung für sämtliche Investitionen. Die Veränderungen bei den einzelnen Investitionsalternativen sind jedoch vergleichbar. Danach werden Sachinvestitionen weniger stark entlastet als Investitionen in Finanzanlagen und in Vorratsvermögen. Bei den Finanzierungsformen wird die Selbstfinanzierung wiederum am meisten begünstigt, bei der Beteiligungsfinanzierung fällt die Entlastung dagegen sehr gering aus. Ausschlaggebend für den Belastungsrückgang bei diskreten, rentablen Investitionen ist, dass im Ergebnis die Tarifiereduktion den Effekt aus der Verbreiterung der Bemessungsgrundlage überkompensiert. Bei fremdfinanzierten Sachinvestitionen nehmen die effektiven Durchschnittsbelastungen leicht zu, da die Tarifentlastungen der Erträge zu gering ausfallen, um die geringeren Abzugswirkungen der Zinsen bei Fremdfinanzierung und die Verschlechterung der Abschreibungsbedingungen vollständig zu kompensieren. Aufgrund des insgesamt größeren Einflusses des Steuersatzes auf die Durchschnittsbelastung sind auch die Unterschiede zwischen den Effektivbelastungen der einzelnen Wirtschaftsgüter geringer als bei der Grenzbelastung, deren Höhe weitaus stärker von den steuerlichen Gewinnermittlungsvorschriften beeinflusst wird. Gemessen an den effektiven Durchschnittsbelastungen fällt die Beurteilung des Steuersenkungsgesetzes somit günstiger aus. Es verbessern sich vor allem die Bedingungen für die Selbstfinanzierung und damit auch für Investitionen, wenn man die große empirische Bedeutung einbehaltener Gewinne als Finanzierungsquelle für zusätzliche Investitionen herausstellt.

Festzuhalten ist, dass die Berechnungsergebnisse keine generalisierenden Aussagen über den Einfluss des Steuersenkungsgesetzes auf die Investitionstätigkeit zulassen. Während bei marginalen Investitionen eher negative Anreize zu erwarten sind, verbessern sich die Bedingungen für diskrete Investitionen. Im Ergebnis hängen die Investitionswirkungen somit vom Verhältnis der marginalen, eher teilbaren, zu den diskreten, eher unteilbaren Investitionen ab. Die nur geringfügigen Veränderungen der Effektivbelastungen lassen jedoch darauf schließen, dass sowohl die positiven wie die negativen Anreizwirkungen gering sind.

532. Kapitalkosten und effektive Grenz- und Durchschnittsbelastungen ändern sich, wenn die Kapitalgeberebene einbezogen wird (Tabelle 73, Seite 302). Dabei werden nur noch solche Investitionen behandelt, die sich als (ungewichteter) Durchschnitt der einzelnen Investitionsalternativen ergeben. Die persönlichen Steuern der Kapitalgeber sind vor allem bei mittelstän-

dischen Unternehmen relevant. Betrachtet werden drei Gruppen von Kapitalgebern: Die erste unterliegt einem Nullsteuersatz, die zweite dem Spitzensteuersatz der Einkommensteuer mit einer nicht wesentlichen Beteiligung, die dritte dem Spitzensteuersatz der Einkommensteuer mit wesentlicher Beteiligung. Dabei liegt eine wesentliche Beteiligung bei einer Beteiligungsquote von 1 vH oder darüber vor. Durch Vergleich der Tabellen 72 und 73 wird zum einen deutlich, wie sich Kapitalkosten sowie effektive Grenz- und Durchschnittsbelastungen bei Betrachtung der Gesamtebene von Unternehmen und Kapitalgeber im Vergleich zur bloßen Unternehmensebene verändern. So ergeben sich bei Relevanz von Nullsteuersätzen im neuen System der Unternehmensbesteuerung überhaupt keine Änderungen durch die Einbeziehung der Ebene der Kapitalgeber, während im alten System etwa die Erstattung von Körperschaftsteuerguthaben bei den Kapitalgebern zu berücksichtigen ist. Interessanter als dieser Vergleich sind die sich aufgrund des Steuersenkungsgesetzes 2001 einstellenden Änderungen der Kapitalkosten und der effektiven Steuerbelastungen.

533. Die Veränderungen der Kapitalkosten und der effektiven Grenzbelastungen durch die Steuerreform folgen ganz ähnlichen Erklärungsmustern. Es genügt also, auf die effektiven Grenzsteuersätze einzugehen. Diese hängen einmal von der steuerlichen Situation des Kapitalgebers, zum anderen vom Finanzierungsweg ab. Bei Fremdfinanzierung wirken die ungünstigeren Gewinnermittlungsvorschriften sowie die verminderten Abzugswirkungen der nominalen Zinsen bei der Körperschaftsteuer in Richtung erhöhter Grenzbelastungen. Bei Kapitalgebern, die dem Spitzensteuersatz unterliegen, werden diese Effekte durch den gesunkenen Steuersatz teilweise kompensiert. In der dritten Steuerreformstufe dominiert die Steuersatzsenkung die Bemessungsgrundlageneffekte, sodass die effektiven Grenzbelastungen fremdfinanzierter Investitionen eindeutig abnehmen, wenn die Kapitalgeber dem Spitzensteuersatz unterliegen. Auch im Fall der Beteiligungsfinanzierung variieren die Grenzbelastungen mit der Höhe des Einkommensteuersatzes. Bei gering verdienenden Kapitalgebern kommt es zu einer erheblichen Verschlechterung, da die auf den Dividenden lastende Körperschaftsteuer im Halbeinkünfteverfahren stets in voller Höhe als Definitivbelastung bestehen bleibt, während vor der Steuerreform eine Erstattung des Körperschaftsteuerguthabens stattfand. Dem Spitzensteuersatz unterliegende Kapitalgeber hingegen stellen sich aufgrund der nur hälftigen Besteuerung der Dividenden besser. Der daraus resultierende Vorteil überwiegt den Nachteil aus der nicht länger möglichen Anrechnung der Körperschaftsteuer. Die Grenzbelastung bei Selbstfinanzierung reduziert sich unabhängig vom Typ des Kapitalgebers wegen der steuerlichen Entlastung einbehaltener Gewinne. Bei wesentlicher Beteiligung verstärkt sich dieser Effekt. Während sich nach altem Rechtsstand eine ungemilderte Doppelbelastung von thesaurierten Unternehmensgewinnen bei Veräußerung von Anteilen ergab, werden Veräußerungsgewinne

Tabelle 73

**Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen von Kapitalgesellschaften
in Deutschland vor und nach dem Steuersenkungsgesetz**

– Unternehmensebene und Kapitalgeber –

vH¹⁾

	Selbst-	Beteiligungs-	Fremd-	Durchschnitt (ungewichtet)
	finanzierung			
Nullsteuersatz				
Kapitalkosten				
2000	10,4	4,4	3,4	6,1
2001	8,4	8,4	4,6	7,1
2005	8,4	8,4	4,6	7,1
Veränderung 2001/2000	- 2,0	+ 4,0	+ 1,2	+ 1,0
Veränderung 2005/2000	- 2,0	+ 4,0	+ 1,2	+ 1,0
Grenzteuerbelastung (EMTR)				
2000	51,7	- 13,9	- 45,2	17,5
2001	40,4	40,4	- 8,5	29,8
2005	40,4	40,4	- 8,5	29,8
Veränderung 2001/2000	- 11,3	+ 54,3	+ 36,7	+ 12,3
Veränderung 2005/2000	- 11,3	+ 54,3	+ 36,7	+ 12,3
Durchschnittssteu erbelastung (EATR)				
2000	36,2	12,2	8,4	18,9
2001	39,8	39,8	28,3	36,0
2005	39,8	39,8	28,3	36,0
Veränderung 2001/2000	+ 3,6	+ 27,6	+ 19,9	+ 17,1
Veränderung 2005/2000	+ 3,6	+ 27,6	+ 19,9	+ 17,1
Spitzensteuersatz (ohne wesentliche Beteiligung)				
Kapitalkosten				
2000	3,3	4,9	4,3	4,2
2001	2,9	4,8	5,0	4,2
2005	3,6	5,4	4,9	4,6
Veränderung 2001/2000	- 0,4	- 0,1	+ 0,7	± 0,0
Veränderung 2005/2000	+ 0,3	+ 0,5	+ 0,6	+ 0,4
Grenzteuerbelastung (EMTR)				
2000	62,2	74,5	70,6	69,9
2001	49,8	70,0	71,0	65,8
2005	46,7	64,6	61,0	58,7
Veränderung 2001/2000	- 12,4	- 4,5	+ 0,4	- 4,1
Veränderung 2005/2000	- 15,5	- 9,9	- 9,6	- 11,2
Durchschnittssteu erbelastung (EATR)				
2000	41,7	44,9	43,6	43,4
2001	35,0	39,5	39,9	38,1
2005	35,1	39,5	38,3	37,6
Veränderung 2001/2000	- 6,7	- 5,4	- 3,7	- 5,3
Veränderung 2005/2000	- 6,6	- 5,4	- 5,3	- 5,8
Spitzensteuersatz (mit wesentlicher Beteiligung)				
Kapitalkosten				
2000	7,4	4,4	3,7	5,2
2001	4,1	4,7	4,9	4,6
2005	4,7	5,3	4,8	5,0
Veränderung 2001/2000	- 3,3	+ 0,3	+ 1,2	- 0,6
Veränderung 2005/2000	- 2,7	+ 0,9	+ 1,1	- 0,2
Grenzteuerbelastung (EMTR)				
2000	83,0	71,4	66,5	75,8
2001	64,8	69,4	70,5	68,4
2005	59,4	64,1	60,3	61,4
Veränderung 2001/2000	- 18,2	- 2,0	+ 4,0	- 7,4
Veränderung 2005/2000	- 23,6	- 7,3	- 6,2	- 14,4
Durchschnittssteu erbelastung (EATR)				
2000	50,3	44,5	43,2	46,0
2001	38,1	39,5	39,9	39,2
2005	38,1	39,6	38,4	38,7
Veränderung 2001/2000	- 12,2	- 5,0	- 3,3	- 6,8
Veränderung 2005/2000	- 12,2	- 4,9	- 4,8	- 7,3

¹⁾Zu den Berechnungen siehe Kasten 7. Kursiv: Differenzen in Prozentpunkten.

analog zu Dividenden im neuen Recht nur zur Hälfte von der Einkommensteuer erfasst.

534. Hinsichtlich der steueroptimalen Finanzierungsstruktur führt das Steuersenkungsgesetz zu einer neuen Form der Klientelbildung, die so im Anrechnungsverfahren nicht aufgetreten ist. Für Kapitalgeber mit niedrigen Grenzsteuersätzen der Einkommensteuer stellt die Fremdfinanzierung den günstigsten Finanzierungsweg dar, während die Selbstfinanzierung aus Sicht von Anteilseignern mit hohen Steuersätzen am günstigsten ist, und zwar unabhängig von der Art der Beteiligung (Lock-in-Effekt). Bei wesentlichen Beteiligungen sinkt der effektive Steuersatz auf Veräußerungsgewinne unter den für Dividenden relevanten, wenn die Haltedauer der Anteile ein Jahr übersteigt; Veräußerungsgewinne bei nicht wesentlichen Beteiligungen können in diesem Fall sogar steuerfrei realisiert werden.

Insgesamt wird es tendenziell zu einer Einschränkung des Investitionsvolumens bei Unternehmen mit unbeschränkt steuerpflichtigen Streubesitzgesellschaftern kommen, die Dividendeneinkünfte nicht zu versteuern haben. Bei Unternehmen mit Gesellschaftern, die dem Spitzensteuersatz unterliegen, kommt es zu verminderten effektiven Grenzbelastungen, die im Wesentlichen durch die Entlastung der Selbstfinanzierung bewirkt sind. Ob sich die Bereitschaft zu Investitionen in Sachkapital infolge dieses Lock-in-Effekts allerdings tatsächlich erhöht, ist keineswegs sicher, da die einbehaltenen Gewinne auch in Finanztiteln angelegt werden können. Ab dem Jahre 2005 hat die Begünstigung der Thesaurierung bei wesentlicher Beteiligung keine allzu große Bedeutung mehr, da die Tarifspreizung zwischen dem Spitzensatz der Einkommensteuer von 42 vH und der tariflichen Belastung auf Unternehmensebene von 39,4 vH geringer wird.

535. Bei diskreten Investitionsprojekten geben die effektiven Durchschnittsbelastungen Hinweise auf veränderte Investitionsbedingungen. Der Übergang vom Anrechnungsverfahren zum Halbeinkünfteverfahren führt dann unabhängig vom Finanzierungsweg zu einer deutlich verminderten Investitionsbereitschaft – etwa im Hinblick auf die Gründung eines neuen Unternehmens –, wenn die Kapitalgeber niedrigen Einkommensteuersätzen unterliegen. Einmal mehr liegt dies an der Definitivbelastung mit Körperschaftsteuer im neuen System der Unternehmensbesteuerung. Relevanter dürfte freilich der Fall sein, dass Kapitalgeber dem Spitzensteuersatz unterliegen. Hier kommt es zu einem Rückgang der effektiven durchschnittlichen Steuerbelastung mit entsprechend positiven Investitionseffekten.

Belastungsunterschiede von Kapitalgesellschaften und Personenunternehmen

536. In Deutschland wird der ganz überwiegende Teil der Unternehmen in der Rechtsform eines Personenunternehmens (Einzelunternehmer, Personengesellschaft) geführt. Da diese Unternehmen ebenso wie

Kapitalgesellschaften von der Verschlechterung der Abschreibungsbedingungen betroffen sind, wurde zu ihrer Entlastung neben der Senkung des Einkommensteuertarifs eine Ermäßigung der Einkommensteuer durch eine pauschalierte Anrechnung der Gewerbesteuer eingeführt. Konkret ermäßigt sich die Einkommensteuer um maximal das 1,8-fache des Gewerbesteuermessbetrags (Ziffer 375).

In der aktuellen steuerpolitischen Diskussion wird vielfach behauptet, dass Personenunternehmen im Vergleich zu Kapitalgesellschaften durch das Steuersenkungsgesetz benachteiligt werden. Verglichen wird dabei die tarifliche Steuerbelastung von Kapitalgesellschaften auf Unternehmensebene mit der Tarifbelastung von Personenunternehmen durch die persönliche Einkommensteuer einschließlich Solidaritätszuschlag bei pauschalierter Anrechnung der Gewerbesteuer. Bei diesem Vergleich wird implizit unterstellt, dass Gewinne über einen unendlich langen Zeitraum thesauriert werden. Das ist aber keine sinnvolle Annahme. Da Personenunternehmen keiner eigenständigen Besteuerung auf Unternehmensebene unterliegen und erwirtschaftete Gewinne unmittelbar beim Gesellschafter erfasst und besteuert werden, sind für einen aussagekräftigen Vergleich auch bei Kapitalgesellschaften die persönlichen Steuern der Kapitalgeber einzubeziehen. Angenommen sei deshalb, dass Kapitalgesellschaften ihre Gewinne an die Anteilseigner ausschütten. Auf den Fall der Thesaurierung wird noch eingegangen. Vergleicht man zunächst die Tarifbelastungen, kann von einer generellen Benachteiligung von Personenunternehmen keine Rede sein (Tabelle 74, Seite 304). Betrachtet werden zwei Typen von Kapitalgebern beziehungsweise Gesellschaftern: Der erste unterliegt dem Nullsteuersatz, der zweite dem Spitzensteuersatz. Bei Personenunternehmen wird von einer Veräußerung der Gesellschaftsanteile zur Vereinfachung abgesehen. Bei Nullsteuersätzen von Gesellschaftern fällt nur die (dann nicht anrechenbare) Gewerbesteuer an, die bei durchschnittlichen Hebesätzen von 426 vH (im Jahre 2000) und 428 vH (in den Jahren 2001 bis 2005) gerundet jeweils 17,6 vH beträgt. Auf Gesamtebene bei Kapitalgesellschaften ergeben sich Werte von 17,6 vH im Jahre 2000 und 39,4 vH in den Jahren danach. Bei Anwendung des Spitzensteuersatzes ist bei Personenunternehmen im Jahre 2000 die einkommensteuerliche Tarifkappung auf 43 vH nach § 32 c EStG a. F., sodann die Gewerbesteueranrechnung zu berücksichtigen. Bei Anteilseignern an Kapitalgesellschaften reduziert sich die hohe Tarifbelastung im Anrechnungsverfahren durch den Übergang zum Halbeinkünfteverfahren erheblich. Gleichwohl liegt die Tarifbelastung bei Personenunternehmen noch darunter, auch wenn der Entlastungseffekt geringer ist. Ab dem Jahre 2005 übersteigt die Entlastung bei Personenunternehmen aber noch die von Kapitalgesellschaften.

Exemplarisch soll die Berechnung der Tarifbelastungen für Personenunternehmen erläutert werden.

Tabelle 74

**Tarifliche Steuerbelastungen der Gewinne von
Personenunternehmen und
Kapitalgesellschaften (Gesamtebene)
vH¹⁾**

Jahre	Personenunternehmen – Gesellschafter	Kapitalgesellschaften – Gesamtebene ²⁾
Nullsteuersatz		
2000.....	17,6	17,6
2001/2002	17,6	39,4 ^{a)}
2005.....	17,6	39,4
Spitzensteuersatz		
2000.....	55,0	61,8
2001/2002	52,0	54,9 ^{a)}
2005.....	46,3	52,8

¹⁾ Steuerbelastung in vH der Gewinne.

²⁾ Gewinnausschüttung.

^{a)} Bei Anwendung des Halbeinkünfteverfahrens auch im Jahre 2001.

Es bezeichnet:

- τ^{ESr} Einkommensteuersatz (für gewerbliche Einkünfte),
- sol_i Solidaritätszuschlag,
- m Steuermesszahl,
- h bundesdurchschnittlicher Gewerbesteuerhebesatz,
- f Faktor für die pauschalierte Gewerbesteueranrechnung.

Dann ermittelt man den tariflichen Steuersatz (τ^P) für Personenunternehmen allgemein über die Formel:

$$\tau^P = \max \left\{ \left[\tau^{ESr} (1 + sol_i) + \frac{mh}{1 + mh} \tau^{ESr} (1 + sol_i) \frac{mh}{1 + mh} - f \frac{mh}{1 + mh} (1 + sol_i) \right]; \left[\frac{mh}{1 + mh} \right] \right\}$$

$$= \max \left\{ \left[(1 + mh)^{-1} (mh + \tau^{ESr} (1 + sol_i)) - f \frac{m}{1 + mh} (1 + sol_i) \right]; \left[\frac{mh}{1 + mh} \right] \right\}$$

Der erste Summand in der ersten eckigen Klammer auf der rechten Seite entspricht dem Ausdruck zur Ermittlung der Tarifbelastung von Kapitalgesellschaften auf Unternehmensebene (Ziffer 529), wenn τ^{ESr} durch τ^{KSr} ersetzt wird. Der zweite Summand erfasst die maximale Anrechnung des 1,8-fachen Gewerbesteuermessbetrags unter Berücksichtigung des Solidaritätszuschlags. Schließlich gibt der Ausdruck in der zweiten eckigen Klammer die Gewerbesteuerzahlung an, die bei einem Anrechnungsüberhang mindestens zu zahlen ist.

Setzt man die Werte aus der folgenden Übersicht (Tabelle 75) in diese Formel ein, erhält man die in Tabelle 76 angegebenen Werte für Personenunternehmen.

Tabelle 75

**Ausgangsdaten zur Berechnung der tariflichen
Steuerbelastung von Personenunternehmen**

	2000	2001/2002	2005
Nullsteuersatz			
	0,0	0,0	0,0
Spitzensteuersatz			
τ^{ESr}	0,43 ^{a)}	0,485	0,42
m	0,05	0,05	0,05
h	4,26	4,28	4,28
f	0,0	1,8	1,8
sol_i	0,055	0,055	0,055

^{a)} Tarifikappung nach § 32 c EStG a. F.

537. Die Betrachtung effektiver anstelle der tariflichen Steuerbelastungen erlaubt einen noch aussagekräftigeren Vergleich zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften bei Einbezug der Kapitalgeberseite. Dazu werden zunächst die Kapitalkosten und effektiven Steuerbelastungen von Personenunternehmen vor und nach dem Steuersenkungsgesetz für die drei Finanzierungswege und ein über die Investitionsalternativen gemittelt Investitionsprogramm berechnet. Tabelle 76 ist unmittelbar mit Tabelle 73 vergleichbar, die die Steuerbelastungen von Kapitalgesellschaften, durchgerechnet bis zur Ebene der Kapitalgeber, enthält. Besonders interessieren die Belastungsunterschiede von Kapitalgesellschaften und Personenunternehmen (Tabelle 77, Seite 306). Positive Werte geben an, um wie viel Prozentpunkte Kapitalgesellschaften höher belastet sind als Personenunternehmen; negative Werte stehen für eine Höherbelastung von Personenunternehmen. Bei den Anteilseignern von Kapitalgesellschaften wurde dabei von einer nicht wesentlichen Beteiligung ausgegangen. Dies hat folgenden Grund: Sinnvollerweise kann man ein Personenunternehmen nur mit einem in der Rechtsform einer Kapitalgesellschaft geführten mittelständischen Unternehmen vergleichen, nicht aber mit einer großen Publikumsgesellschaft wie etwa der BASF oder der Allianz. Bei mittelständischen Kapitalgesellschaften wäre dann eigentlich von einer wesentlichen Beteiligung auszugehen; auf der anderen Seite spielt die Veräußerung von Unternehmensanteilen bei diesen Unternehmen keine große Rolle. Die Unterscheidung von nicht wesentlicher und wesentlicher Beteiligung beruht nun aber gerade darauf, dass bei letzterer Steuern bei Verkauf von Unternehmensanteilen anfallen. Die Annahme, dass keine Anteile veräußert werden, lässt sich also am ehesten über den Fall einer nicht wesentlichen Beteiligung erfassen. Im Übrigen wird dadurch der Steuerbelastungsvergleich zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften zugunsten der Personenunter-

Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen von Personenunternehmen in Deutschland vor und nach dem Steuersenkungsgesetz vH¹⁾

	Selbst-	Beteiligungs-	Fremd-	Durchschnitt (ungewichtet)
	finanzierung			
Nullsteuersatz				
Kapitalkosten				
2000	6,1	6,1	5,3	5,8
2001	6,2	6,2	5,4	5,9
2005	6,2	6,2	5,4	5,9
Veränderung 2001/2000	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,1
Veränderung 2005/2001	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,1	+ 0,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)				
2000	17,9	17,9	6,5	14,4
2001	18,8	18,0	7,6	15,4
2005	18,8	18,0	7,6	15,4
Veränderung 2001/2000	+ 0,9	+ 0,3	+ 1,1	+ 1,0
Veränderung 2005/2001	+ 0,9	+ 0,3	+ 1,1	+ 1,0
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)				
2000	17,7	17,7	14,6	16,6
2001	18,0	18,0	14,9	17,0
2005	18,0	4,1	14,9	17,0
Veränderung 2001/2000	+ 0,3	+ 0,3	+ 0,3	+ 0,4
Veränderung 2005/2001	+ 0,3	+ 0,6	+ 0,3	+ 0,4
Spitzensteuersatz²⁾				
Kapitalkosten				
2000	3,5	3,5	4,1	3,7
2001	3,8	3,8	3,7	3,8
2005	4,1	4,1	4,0	4,1
Veränderung 2001/2000	+ 0,3	+ 0,3	- 0,4	+ 0,1
Veränderung 2005/2001	+ 0,6	+ 0,6	- 0,1	+ 0,4
Grenzsteuerbelastung (EMTR)				
2000	64,5	64,5	69,4	66,3
2001	62,1	62,1	61,5	61,9
2005	53,8	53,8	52,3	53,3
Veränderung 2001/2000	- 2,4	- 2,4	- 7,9	- 4,4
Veränderung 2005/2001	- 10,7	- 10,7	- 17,1	- 13,0
Durchschnittssteuerbelastung (EATR)				
2000	36,6	36,6	37,9	37,0
2001	34,7	34,7	34,6	34,7
2005	31,1	31,1	30,8	31,0
Veränderung 2001/2000	- 1,9	- 1,9	- 3,3	- 2,3
Veränderung 2005/2001	- 5,5	- 5,5	- 7,1	- 6,0

¹⁾ Zu den Berechnungen siehe Kasten 7. Kursiv: Differenzen in Prozentpunkten.

²⁾ Keine Anteilsveräußerung.

nehmen verzerrt; andernfalls wären Kapitalgesellschaften steuerlich noch höher belastet, sodass die Differenz zwischen den effektiven Steuerbelastungen von Kapitalgesellschaften und Personenunternehmen größer ausfallen würde.

Bezogen auf gemischt finanzierte Investitionsprojekte zeigt sich ein klares Bild. Vor Inkrafttreten des Steuersenkungsgesetzes lagen sowohl Kapitalkosten als auch effektive Grenz- und Durchschnittsbelastungen unabhängig vom Einkommensteuersatz bei Kapitalgesellschaften höher als bei Personenunternehmen. Bei niedrig besteuerten Kapitalgebern beziehungsweise Gesell-

schaftern haben die Belastungsunterschiede durch die Steuerreform noch erheblich zugenommen; Personenunternehmen sind noch stärker begünstigt als vor der Reform. Ausschlaggebend ist, dass die Einkünfte bei niedrig besteuerten Gesellschaftern einer Personengesellschaft im Ergebnis vor und nach der Reform nur der Gewerbesteuer unterliegen. Dagegen wird bei Kapitalgesellschaften im Fall der hier unterstellten Mischfinanzierung der der Selbstfinanzierung zugute kommende Vorteil einer niedrigeren Tarifbelastung auf einbehaltene Gewinne durch die Mehrbelastung der Beteiligungsfinanzierung sowie der Fremdfinanzierung deutlich überkompensiert. Auch bei Zugrundelegung

Tabelle 77

Belastungsunterschiede von Kapitalgesellschaften im Vergleich zu Personenunternehmen in Deutschland
 Prozentpunkte¹⁾

	Kapitalkosten			Effektive Grenzsteuerbelastung (EMTR)			Effektive Durchschnittssteuerbelastung (EATR)		
	2000	2001/2002	2005	2000	2001/2002	2005	2000	2001/2002	2005
Nullsteuersatz									
Selbstfinanzierung.....	+ 4,3	+ 2,2	+ 2,2	+ 33,8	+ 21,6	+ 21,6	+ 18,5	+ 21,8	+ 21,8
Beteiligungsfinanzierung.....	- 1,7	+ 2,2	+ 2,2	- 31,8	+ 21,6	+ 21,6	- 5,5	+ 21,8	+ 21,8
Fremdfinanzierung.....	- 1,9	- 0,8	- 0,8	- 51,7	- 16,1	- 16,1	- 6,2	+ 13,4	+ 13,4
Durchschnitt (ungewichtet).....	+ 0,3	+ 1,2	+ 1,2	+ 3,1	+ 14,4	+ 14,4	+ 2,3	+ 19,0	+ 19,0
Spitzensteuersatz²⁾									
Selbstfinanzierung.....	- 0,2	- 0,9	- 0,5	- 2,3	- 12,3	- 7,1	+ 5,1	+ 0,3	+ 4,0
Beteiligungsfinanzierung.....	+ 1,4	+ 1,0	+ 1,3	+ 10,0	+ 7,9	+ 10,8	+ 8,3	+ 4,8	+ 8,4
Fremdfinanzierung.....	+ 0,2	+ 1,3	+ 0,9	+ 1,2	+ 9,5	+ 8,7	+ 5,7	+ 5,3	+ 7,5
Durchschnitt (ungewichtet).....	+ 0,5	+ 0,4	+ 0,5	+ 3,6	+ 3,9	+ 5,4	+ 6,4	+ 3,4	+ 6,6

¹⁾ Negative Werte: Höherbelastung von Personenunternehmen. Zu den Berechnungen siehe Kästen 7 sowie Tabelle 73 und Tabelle 76.

²⁾ Personenunternehmen ohne Anteilsveräußerung; Kapitalgeber bei Kapitalgesellschaften ohne wesentliche Beteiligung.

des Spitzensteuersatzes öffnet sich die Schere zwischen Kapitalgesellschaften und Personenunternehmen ab dem Inkrafttreten der dritten Steuerreformstufe noch weiter.

538. Bei näherer Betrachtung der Finanzierungswege ergibt sich ein etwas differenzierteres Bild. Unter Anwendung des Spitzensteuersatzes sind Kapitalgesellschaften generell gegenüber Personenunternehmen bei Beteiligungs- und Fremdfinanzierung benachteiligt, und zwar unabhängig davon, ob es sich um marginale oder diskrete Investitionen handelt. Lediglich bei selbstfinanzierten marginalen Investitionen sind Kapitalgesellschaften gegenüber Personenunternehmen begünstigt; diese Begünstigung hat durch die Steuerreform noch zugenommen. Die Begünstigung der Kapitalgesellschaften beruht auf einem Zinsvorteil. Kapitalgesellschaften können durch Thesaurierung die (höhere) Besteuerung von Dividenden vermeiden, während bei Personenunternehmen die aus der Wiederanlage von thesaurierten Gewinnen erzielten Renditen der Einkommensteuer unterliegen. Unter realistischen Annahmen müssten die Gewinne aber über einen sehr langen Zeitraum thesauriert werden – etwa zwischen 15 und 30 Jahren –, bis Kapitalgesellschaften auch bei Ausschüttung der Gewinne gegenüber Personenunternehmen einen Vorteil aufweisen. Modellbedingt tritt der Vorteil der Thesaurierung aufgrund des im Devereux-Griffith-Ansatz unterstellten Thesaurierungszeitraums von lediglich einer Periode nur minimal in Erscheinung.

Bei diskreten, rentablen Investitionsobjekten sind Kapitalgesellschaften selbst bei Thesaurierung gegenüber Personenunternehmen benachteiligt. Relativ nimmt die Begünstigung der Personenunternehmen ab dem Jahre 2005 sogar noch zu, weil einerseits die Tarif-

spreizung zugunsten der Selbstfinanzierung einer Kapitalgesellschaft zurückgeht und andererseits bei gleich bleibender Tarifbelastung der Unternehmensgewinne die im Halbeinkünfteverfahren auftretende Definitivbelastung mit (nicht anrechenbaren) Unternehmenssteuern ein größeres Gewicht erhält.

Alles in allem ist festzustellen, dass Personengesellschaften im Vergleich zu Kapitalgesellschaften bei typisierender Betrachtung bereits vor der Steuerreform einer geringeren Steuerbelastung unterlagen. Durch das Steuersenkungsgesetz erhöhen sich die Vorteile zu Gunsten von Personengesellschaften eher noch. Jedenfalls kann nicht von einer generellen Benachteiligung von Personenunternehmen gesprochen werden. Auf alle Fälle wurde die Zielsetzung, eine rechtsformunabhängige Besteuerung zu schaffen, klar verfehlt. Bei Kapitalgesellschaften wird infolge der Ablösung des Anrechnungsverfahrens durch das Halbeinkünfteverfahren die Thesaurierung gegenüber der Ausschüttung von Gewinnen begünstigt. Allerdings bleibt die Gewerbesteuer bestehen, und ihre Bedeutung als Belastungsfaktor nimmt durch die Reduzierung der Einkommen- und Körperschaftsteuersätze zu. Unter den gegebenen Konstellationen von Gewerbesteuer, Körperschaftsteuer und Spitzensatz der Einkommensteuer werden ausgeschüttete Gewinne höher belastet als Einkünfte aus anderen Einkunftsarten.

Deutschland im europäischen Vergleich

539. Auch wenn sich Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen in Deutschland durch das Steuersenkungsgesetz vermindert haben, zeigt erst ein internationaler Steuerbelastungsvergleich, ob sich die Wettbewerbsfähigkeit deutscher Unternehmen verbessert und die Attraktivität des Standorts Deutschland zuge-

nommen haben. Dazu sollen die Steuerbelastungen auf Unternehmensebene bei nationaler Geschäftstätigkeit an alternativen europäischen Standorten verglichen werden. Auf die Einbeziehung der Kapitalgeberebene wird verzichtet. Neben Deutschland vor und nach der Reform werden Frankreich, das Vereinigte Königreich, Irland, Italien, die Niederlande, Schweden und Spanien berücksichtigt. Für diese Länder wird der Rechtsstand vom 1. Januar 2001 zugrunde gelegt. Betrachtet werden Investitionsprojekte, die sich als (ungewichtete) Durchschnitte aus den drei Finanzierungswegen und den fünf Investitionsalternativen ergeben (Tabelle 78).

540. Der effektiven Durchschnittsbelastung diskreter Investitionsprojekte kommt – das lässt sich theoretisch zeigen und ist empirisch abgesichert – eine besondere Bedeutung zu, wenn es um die *Neuansiedlung* von Unternehmen geht und unterschiedliche Standorte zur Auswahl stehen.

Im europäischen Vergleich fällt die Senkung der effektiven durchschnittlichen Steuerbelastung von Unternehmensgewinnen um 3,2 Prozentpunkte von 39,2 vH auf 36,0 vH zu gering aus, um die Attraktivität des Standorts Deutschland für Unternehmen wirksam zu erhöhen. Auch nach der Steuerreform liegt Deutschland auf dem letzten Rang. Die Durchschnittsbelastung von Gewinnen liegt immer noch um mehr als 8 Prozentpunkte über dem Durchschnitt der anderen Länder. Der Abstand reduziert sich auf 5,6 Prozentpunkte, wenn Irland mit seinem extrem niedrigen Körperschaftsteuersatz von 10 vH für Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes („manufacturing relief“) ausgenommen wird. Das ist immer noch beklagenswert, jedoch kein Grund zur Dramatisierung. Angesichts des vergleichsweise engen Bandes an effektiven Steuerbe-

lastungen dürften außersteuerliche Gründe für die Standortwahl an Gewicht gewinnen.

Tabelle 78 illustriert auch den schon oben erwähnten engen Zusammenhang von Tarifbelastungen und effektiven Durchschnittssteuersätzen. Auch stimmen die Rangfolgen der einzelnen Länder bei beiden Belastungskennziffern weitgehend überein.

541. Effektive Grenzbelastungen und Kapitalkosten sind relevant, wenn es um die Höhe des Investitionsvolumens von Unternehmen, auch Tochtergesellschaften von multinationalen Unternehmen, nach getroffener Standortwahl geht.

Durch das Steuersenkungsgesetz reduzieren sich die Grenzbelastung beziehungsweise die Kapitalkosten einer deutschen Kapitalgesellschaft von 31,5 vH auf 29,8 vH beziehungsweise von 7,3 vH auf 7,1 vH. Im europäischen Vergleich belegt Deutschland damit weiterhin den vorletzten Platz und lässt nur Frankreich hinter sich. Die hohen Belastungen in Deutschland und Frankreich sind allerdings auf unterschiedliche Gründe zurückzuführen. Während in Frankreich ein hoher Anteil an ertragsunabhängigen Steuern die Kapitalkosten und Grenzbelastungen in die Höhe treibt, ist es in Deutschland das nach wie vor hohe Ertragsteuerniveau. Nach der Senkung der Körperschaftsteuerlichen Tarifbelastung auf 25 vH liegt dies vor allem an der Gewerbesteuer, die nunmehr als Zusatzbelastung deutlich in Erscheinung tritt.

Bemerkenswert sind die negativen Grenzbelastungen von 6,3 vH in Italien gegenüber einer recht hohen Tarifbelastung von 40,2 vH (einschließlich lokaler Gewinnsteuern). Dies liegt an der dort praktizierten dualen Einkommensteuer – die tatsächlich aber keine reine „dual income tax“ darstellt –, indem Gewinne in Höhe

Tabelle 78

Steuerbelastungen auf Unternehmensebene im europäischen Vergleich¹⁾
vH

	Tarifbelastung	Effektive Durchschnittssteuerbelastung (EATR)	Effektive Grenzsteuerbelastung (EMTR)	Kapitalkosten
Deutschland 2000	52,3	39,2	31,5	7,3
Deutschland 2001	39,4	36,0	29,8	7,1
Frankreich	36,6	35,8	34,7	7,7
Vereinigtes Königreich	30,0	29,1	27,5	6,9
Irland.....	10,0	10,8	12,7	5,7
Italien	40,2	28,8	– 6,3	4,7
Niederlande.....	35,0	32,9	29,0	7,0
Schweden.....	28,0	23,6	17,2	6,0
Spanien	35,0	32,0	26,1	6,8
Durchschnitt ohne Deutschland (ungewichtet)...	30,7	27,6	20,1	6,4

¹⁾Rechtsstand Ausland, Januar 2001. Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

einer aus dem Kapitalmarktzins abgeleiteten Eigenkapitalrendite steuerlich begünstigt werden und nur die darüber hinausgehenden Gewinne dem vollen tariflichen Steuersatz unterliegen (Bordignon, Giannini und Panteghini, 1999 und 2001).

Schließlich deuten die im europäischen Vergleich vor und nach der Steuerreform hohen Kapitalkosten in Deutschland auf einen Wettbewerbsnachteil deutscher gegenüber anderen europäischen Unternehmen hin, die vergleichbare Produkte auf einem gemeinsamen Absatzmarkt anbieten.

Effektive Steuerbelastungen bei grenzüberschreitender Geschäftstätigkeit

542. Die Berücksichtigung grenzüberschreitender Geschäftstätigkeiten ermöglicht tiefere Einsichten hinsichtlich der Standortattraktivität eines Landes; allerdings wird die Analyse auch erheblich komplizierter. Betrachtet werden im Folgenden Investitionen einer rechtlich selbständigen Tochterkapitalgesellschaft, die vollständig im Besitz einer Mutterkapitalgesellschaft ist. Bei deutscher Mutter- und ausländischer Tochtergesellschaft handelt es sich um Outbound-Investitionen; sitzt die Mutter im Ausland, die Tochtergesellschaft dagegen in Deutschland, liegen Inbound-Investitionen vor. Investitionen von DaimlerChrysler in den Vereinigten Staaten stellen ein Beispiel für Outbound-Investitionen dar, Investitionen von Vodafone in Deutschland eines für Inbound-Investitionen. Die Tochtergesellschaft soll sich entweder über einbehaltene Gewinne, über eine Kapitalerhöhung oder ein Darlehen bei der Muttergesellschaft finanzieren können, für die sie Dividenden oder Zinszahlungen an diese leistet. Bei fünf Wirtschaftsgütern und jeweils drei Finanzierungsmöglichkeiten der Tochtergesellschaft sowie der Muttergesellschaft und drei Typen von Kapitalgebern am Sitz der Muttergesellschaft ergeben sich insgesamt 135 zu untersuchende Fälle. Um die Analyse überschaubar zu halten und sie auf das Wesentliche zu beschränken, werden bei der Tochtergesellschaft generell ein Mix aus fünf Investitionen und bei der Muttergesellschaft ein Durchschnitt der drei Finanzierungswege unterstellt. Gestaltbar ist hingegen die Finanzierung der Tochtergesellschaft durch die Muttergesellschaft. Neben den schon zuvor betrachteten europäischen Ländern wird bei Inbound-Investitionen zusätzlich noch eine US-amerikanische Muttergesellschaft berücksichtigt, mit Tochtergesellschaften an alternativen europäischen Standorten. Angegeben werden nur die effektiven Grenz- und Durchschnittsbelastungen, nicht aber die Kapitalkosten. Schaubild 61 illustriert den den folgenden Berechnungen zugrunde liegenden Modellaufbau.

Investitionen deutscher Kapitalgesellschaften im europäischen Ausland (Outbound-Investitionen)

543. Die effektiven Grenz- und Durchschnittsbelastungen bei Outbound-Investitionen vor und nach der Steuerreform werden zunächst nur für den einfacheren

Fall einer Beschränkung auf Unternehmensebene angegeben (Tabelle 79, Seite 310). Diese sind für multinationale (deutsche) Konzerne entscheidungsrelevant, wenn diese den für Investitionen bedeutsamen marginalen Kapitalgeber nicht kennen. Zum Vergleich sind nachrichtlich auch die entsprechenden Werte bei ausschließlich inländischer Geschäftstätigkeit aus Tabelle 72 wiedergegeben. Bei den Grenzbelastungen geht es wieder um die Veränderung des Investitionsvolumens existierender Tochtergesellschaften, bei der Durchschnittsbelastung um ihre Gründung.

Betrachtet man nur die Unternehmensebene, hat das Steuersenkungsgesetz für Outbound-Investitionen nahezu keine Konsequenzen. Von Einzelfällen abgesehen, ändern sich weder die effektiven Grenzbelastungen noch die Durchschnittsbelastungen in auffälliger Weise. Dividenden von ausländischen Tochtergesellschaften sind infolge des in deutschen Doppelbesteuerungsabkommen vereinbarten internationalen Schachtelprivilegs schon nach bisherigem Recht freigestellt. Die Freistellung umfasst 95 vH der Schachteldividenden, nur die verbleibenden 5 vH sind nach § 8 b Abs. 5 KStG als so genannte Kostenpauschale steuerpflichtig. Im Gegenzug können jedoch sämtliche Aufwendungen, die mit den steuerfreien Einnahmen im Zusammenhang stehen, im Inland als Betriebsausgaben abgezogen werden. Zinsen aus einem Darlehen an die Tochtergesellschaft unterliegen wie inländische Einkünfte der Körperschaftsteuer einschließlich Solidaritätszuschlag und zusätzlich der Gewerbesteuer. Durch die Steuerreform kommt es dementsprechend zu einer durchgängigen Entlastung dieses Finanzierungswegs.

544. Bei der Besteuerung ausländischer Einkünfte von Tochterkapitalgesellschaften besteht somit in Deutschland – wie auch in den meisten OECD-Staaten – ein Mischsystem aus kapitalexportneutraler Besteuerung bei Fremdfinanzierung und kapitalimportneutraler Besteuerung bei Eigenfinanzierung. Deutsche Muttergesellschaften haben über die Wahl des Finanzierungswegs ihrer Tochtergesellschaft damit die Möglichkeit, Gewinne der Tochter durch Selbst- oder Beteiligungsfinanzierung dem ausländischen Steuerniveau oder bei Fremdfinanzierung dem inländischen Steuerniveau zu unterwerfen. Dabei ist die Selbst- beziehungsweise Beteiligungsfinanzierung der Fremdfinanzierung regelmäßig überlegen (unterlegen), sofern das ausländische Steuerniveau unter (über) dem deutschen liegt. Durch die Selbstfinanzierung lassen sich im Vergleich zur Beteiligungsfinanzierung weitere Vorteile in Form von Zinsgewinnen erzielen, indem Gewinne im Ausland reinvestiert und somit zeitweise von der inländischen Besteuerung abgeschirmt werden. Infolge des im internationalen Bereich vergleichsweise hohen deutschen Steuerniveaus war es für eine deutsche Muttergesellschaft vor der Steuerreform häufig vorteilhaft, Investitionen ihrer ausländischen Tochtergesellschaften mit Eigenkapital zu finanzieren. Die Ergebnisse in Tabelle 79 bestätigen diese Zusammenhänge und zeigen, dass die Selbstfinanzierung ausländischer Tochterge-

Schaubild 61

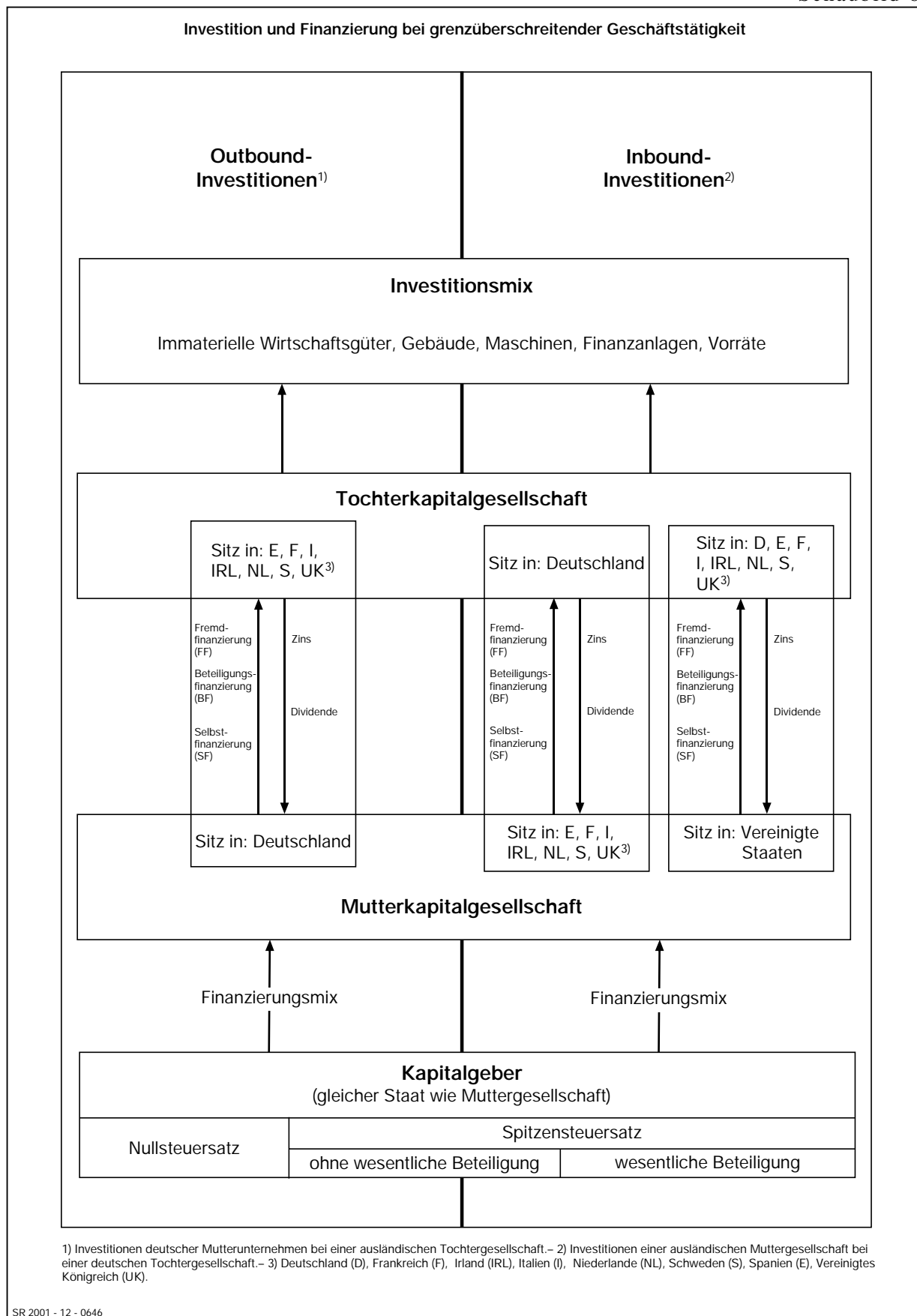


Tabelle 79

**Effektive Steuerbelastungen bei Investitionen
deutscher Kapitalgesellschaften im Ausland (Outbound-Investitionen)¹⁾**
– Unternehmensebene –
vH

	Selbstfinanzierung		Beteiligungsfinanzierung		Fremdfinanzierung		Durchschnitt (ungewichtet)	
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
Frankreich								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	33,8	35,7	35,8	36,9	41,1	38,7	37,1	37,1
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	36,1	36,7	36,8	37,1	39,0	37,9	37,3	37,2
Vereinigtes Königreich								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	24,1	26,3	26,5	27,7	38,0	35,7	30,1	30,1
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	28,8	29,4	29,5	29,8	33,9	32,8	30,7	30,6
Irland								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	– 0,6	2,4	2,6	4,4	34,9	32,8	15,6	15,7
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	8,4	8,9	9,2	9,4	20,4	19,2	12,7	12,5
Italien								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	– 41,1	– 32,4	– 31,9	– 27,2	36,4	31,7	1,3	0,2
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	26,1	26,7	26,8	27,1	38,8	37,1	30,6	30,3
Niederlande								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	27,4	29,6	29,7	31,0	37,1	34,4	31,6	31,7
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	33,0	33,6	33,8	34,1	36,4	35,3	34,4	34,3
Schweden								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	11,2	14,1	14,3	16,0	32,3	29,6	20,4	20,5
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	22,9	23,5	23,7	24,0	29,3	28,1	25,3	25,2
Spanien								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	24,4	26,8	27,0	28,3	36,4	32,0	29,6	29,1
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	32,2	32,8	32,9	33,2	36,2	34,4	33,8	33,5
Durchschnitt (ungewichtet)								
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	16,2	19,0	19,2	20,8	36,7	33,7	25,2	25,1
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	26,8	27,4	27,5	27,8	33,4	32,1	29,3	29,1
Nachrichtlich:								
	Durchschnitt bei nationaler Geschäftstätigkeit							
Grenzsteuerbelastung (EMTR).....	51,7	40,4	38,2	40,4	– 45,0	– 8,5	31,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	47,8	39,8	41,5	39,8	28,4	28,3	39,2	36,0

¹⁾ Bei ausländischer Tochtergesellschaft. Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

sellschaften regelmäßig am günstigsten und die Fremdfinanzierung am ungünstigsten ist.

Das Steuersenkungsgesetz ändert an dieser Rangfolge nichts. Konsequenzen für Outbound-Investitionen auf der Unternehmensebene hat allein die Absenkung des Körperschaftsteuersatzes, was zu einer Entlastung der im Inland steuerpflichtigen Darlehenszinsen sowie der 5-prozentigen Kostenpauschale auf Schachteldividenden führt. Dieser Entlastung der Eigenfinanzierung und

Fremdfinanzierung ausländischer Tochtergesellschaften steht allerdings eine Mehrbelastung der Eigenfinanzierung gegenüber, die daraus resultiert, dass die Steuerersparnis aus dem Abzug von Refinanzierungszinsen im Zusammenhang mit steuerfreien Auslandserträgen infolge der Absenkung des deutschen Körperschaftsteuersatzes deutlich zurückgeht. Insgesamt wird nur die Fremdfinanzierung entlastet, wohingegen die Belastungen der Selbst- und der Beteiligungsfinanzierung geringfügig ansteigen. Allerdings haben die Steu-

ersatzsenkungen in Deutschland nicht dazu geführt, dass sich die Vorteilhaftigkeitsrangfolge der Finanzierungswege für eine ausländische Tochtergesellschaft verändert. Die Selbstfinanzierung weist weiterhin die niedrigste Effektivbelastung auf.

545. Inwieweit die Steuerreform Anreize zur Ausdehnung des Investitionsumfangs im Inland oder im Ausland setzt, lässt sich durch einen Vergleich der Steuerbelastungen von nationalen Investitionen und Outbound-Investitionen feststellen. Marginale Investitionen sind im konkreten Fall in ausländischen Tochtergesellschaften mit Ausnahme von Frankreich weiterhin geringer belastet als im Inland, wenn die steuerminimale Finanzierung der Auslandstochter in Betracht gezogen wird (hier: Selbstfinanzierung). Die Differenzen zu Ungunsten von Deutschland haben jedoch abgenommen. Bei diskreten, rentablen Investitionen können die Belastungsnachteile gegenüber ausländischen Tochtergesellschaften mit Ausnahme von Frankreich ebenfalls nur vermindert werden.

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass bei Vernachlässigung persönlicher Steuern durch das Steuersenkungsgesetz die Grenzbelastung nationaler Investitionen (von 31,5 vH auf 29,8 vH) und die Durchschnittsbelastung (von 39,2 vH auf 36,0 vH) gesenkt werden. Dagegen verändern sich die entsprechenden Effektivbelastungen bei Outbound-Investitionen im Ergebnis kaum. Dies verbessert für sich genommen die steuerlichen Bedingungen für Investitionen am Standort Deutschland. Allerdings fallen die Entlastungen aus der Sicht deutscher Investoren zu gering aus, um die Attraktivität von Investitionen am eigenen Standort im Vergleich zu Auslandsinvestitionen *nachhaltig* zu erhöhen. Ausschlaggebend hierfür ist das weiterhin hohe deutsche Ertragsteuerniveau, was dadurch verdeutlicht wird, dass die Eigenfinanzierung im Ausland geringer belastet wird.

Wird auch die Seite der Kapitalgeber in die Betrachtung einbezogen, ergeben sich andere Schlussfolgerungen als bei bloßer Betrachtung der Unternehmensebene (Tabelle 80, Seite 312). Den persönlichen Steuern der Kapitalgeber dürfte vor allem bei mittelständischen Unternehmen eine Entscheidungsrelevanz zukommen. Berechnet wurden die Kapitalkosten und die effektiven Durchschnittsbelastungen für drei Typen von Kapitalgebern, die annahmegemäß im Sitzland der Mutterkapitalgesellschaft, also Deutschland, ansässig sind. Zwecks Reduktion der zu betrachtenden Fälle wird auf Unternehmensebene eine über alle Länder gemittelte Tochtergesellschaft betrachtet.

Im Anrechnungsverfahren wurde die mit Ausschüttungen verbundene Körperschaftsteuergutschrift nur gewährt, falls die zugrunde liegenden Gewinne in Deutschland steuerpflichtig waren. Demgegenüber macht das Halbeinkünfteverfahren keinen Unterschied mehr zwischen der Besteuerung von aus dem Inland oder Ausland stammenden Dividenden. Unabhängig von ihrer Herkunft werden Dividenden zur Hälfte in die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage ein-

bezogen. Damit beseitigt das Halbeinkünfteverfahren die Diskriminierung ausländischer Einkünfte und entlastet die Eigenfinanzierung ausländischer Tochtergesellschaften aus der Sicht inländischer Anteilseigner. Dies wird deutlich sichtbar durch die Reduktion sowohl der Kapitalkosten als auch der Durchschnittsbelastungen bei Selbst- und Beteiligungsfinanzierung der Tochtergesellschaften. Allerdings verbessern sich dadurch nur die hoch besteuerten Kapitalgeber. Bei Anwendung des Nullsteuersatzes wirkte das Anrechnungsverfahren bei Outbound-Investitionen wie das klassische System der Körperschaftbesteuerung.

Die steuerliche Gleichbehandlung inländischer und ausländischer Dividenden nach der Steuerreform begünstigt Auslandsinvestitionen. Während vor der Steuerreform sowohl Kapitalkosten als auch durchschnittliche Steuerbelastungen für Inlandsinvestitionen unter denen von Auslandsinvestitionen lagen, kehrt sich dies unabhängig vom Typ des Kapitalgebers nach der Steuerreform um. Da im neuen System Ausschüttungen und Veräußerungsgewinne (sofern relevant) sowie Fremdkapitalzinsen unabhängig vom Standort der Investition derselben Einkommensteuerbelastung in Deutschland unterliegen, sind die nunmehr bestehenden Belastungsunterschiede zwischen Inlandsinvestitionen und Outbound-Investitionen im Wesentlichen auf die unterschiedlichen nationalen Unternehmensteuerbelastungen zurückzuführen. Und diese ist in Deutschland immer noch höher als in den meisten anderen europäischen Ländern.

Investitionen ausländischer Kapitalgesellschaften in Deutschland (Inbound-Investitionen)

546. Für ausländische Investoren, die in Deutschland über eine Tochtergesellschaft tätig werden, sind im Rahmen des Steuersenkungsgesetzes die Reduktion und Vereinheitlichung der Körperschaftsteuersätze sowie die geänderten Abschreibungsbedingungen relevant. Welche Konsequenzen dies für die Steuerbelastung von Inbound-Investitionen hat, hängt von der Art der Finanzierung der deutschen Tochtergesellschaft ab (Tabelle 81, Seite 313).

Eine veränderte Belastung der Eigenfinanzierung schlägt unmittelbar auf den ausländischen Investor durch, da Dividenden bei den hier unterstellten Mehrheitsbeteiligungen im Ausland im Allgemeinen freigestellt werden. Mit Ländern, die die indirekte Anrechnungsmethode anwenden (hier: Vereinigtes Königreich und Irland), ist in den jeweiligen Doppelbesteuerungsabkommen vereinbart, dass neben der deutschen Körperschaftsteuer die Gewerbesteuer anrechenbar ist. Aufgrund des im Verhältnis zu diesen Ländern höheren deutschen Ertragsteuerniveaus kommt es regelmäßig zu Anrechnungsüberhängen, weshalb die materiellen Wirkungen der indirekten Anrechnung mit denen der Freistellung vergleichbar sind. Zinszahlungen einer deutschen Tochtergesellschaft unterliegen im Ausland der Körperschaftsteuer. Es hängt deshalb vom Verhältnis der ausländischen zur deutschen Körperschaftsteuer einschließlich der Gewerbesteuer ab, ob die Fremd- oder die Eigenkapitalfinanzierung vorteilhaft ist. Grundsätz-

Tabelle 80

Kapitalkosten und effektive Durchschnittssteuerbelastung bei deutschen Investitionen im Ausland (Outbound-Investitionen)¹⁾

– Unternehmensebene und Kapitalgeber, zusammen –

vH²⁾

	Selbst-	Beteiligungs-	Fremd-	Durchschnitt (ungewichtet)	Nachrichtlich: Durchschnitt bei nationaler Geschäfts- tätigkeit
	finanzierung				
2000					
Nullsteuersatz					
– Kapitalkosten	6,8	7,0	6,5	6,8	6,1
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	28,9	29,6	28,0	28,8	18,9
Spitzensteuersatz ohne wesentliche Beteiligung					
– Kapitalkosten	5,2	5,3	4,8	5,1	4,2
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	49,4	49,6	48,8	49,3	43,3
Spitzensteuersatz mit wesentlicher Beteiligung					
– Kapitalkosten	6,1	6,2	5,7	6,0	5,2
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	51,4	51,7	50,8	51,3	46,0
2001/2002					
Nullsteuersatz					
– Kapitalkosten	6,2	6,3	7,5	6,7	7,1
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	27,4	27,8	32,1	29,1	36,0
Spitzensteuersatz ohne wesentliche Beteiligung					
– Kapitalkosten	3,6	3,6	4,9	4,0	4,2
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	31,5	31,7	35,0	32,7	38,1
Spitzensteuersatz mit wesentlicher Beteiligung					
– Kapitalkosten	3,9	4,0	5,2	4,3	4,6
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	32,6	32,8	36,1	33,9	39,2
2005					
Nullsteuersatz					
– Kapitalkosten	6,2	6,3	7,5	6,7	7,1
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	27,4	27,8	32,1	29,1	36,0
Spitzensteuersatz ohne wesentliche Beteiligung					
– Kapitalkosten	4,0	4,0	5,3	4,4	4,6
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	30,7	30,9	34,4	32,0	37,6
Spitzensteuersatz mit wesentlicher Beteiligung					
– Kapitalkosten	4,2	4,3	5,6	4,7	5,0
– Durchschnittssteuerbelastung (EATR) ..	31,8	32,1	35,5	33,1	38,7

¹⁾ Durchschnitt über die Tochtergesellschaften in den betrachteten Ländern.

²⁾ Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

**Kapitalkosten und effektive Steuerbelastungen bei Investitionen
ausländischer Kapitalgesellschaften in Deutschland (Inbound-Investitionen)¹⁾**

– Unternehmensebene –

vH

	Selbstfinanzierung		Beteiligungsfinanzierung		Fremdfinanzierung		Durchschnitt (ungewichtet)	
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
Frankreich								
Kapitalkosten	12,1	10,0	10,1	10,2	6,0	6,9	9,4	9,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	58,6	50,0	50,3	51,0	16,1	28,0	46,6	44,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	60,2	54,8	56,4	55,2	48,7	48,7	55,1	52,9
Vereinigtes Königreich								
Kapitalkosten	9,1	7,2	6,9	7,2	5,9	6,9	7,3	7,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	45,1	30,9	27,1	30,9	15,5	27,6	31,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	44,3	36,3	38,0	36,3	35,3	35,3	39,2	36,0
Irland								
Kapitalkosten	9,9	8,0	7,7	8,0	4,3	5,4	7,3	7,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	49,7	37,5	34,9	37,5	- 17,2	7,0	31,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	46,7	38,6	40,3	38,6	30,7	30,7	39,2	36,0
Italien								
Kapitalkosten	8,8	7,0	6,8	7,2	6,5	7,4	7,4	7,2
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	43,4	28,4	26,6	30,5	22,6	32,6	32,2	30,5
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	44,1	36,2	38,5	36,9	37,5	37,5	40,1	36,9
Niederlande								
Kapitalkosten	10,4	8,4	8,1	8,4	6,3	7,3	8,3	8,0
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	51,7	40,4	38,2	40,4	21,0	31,4	39,4	37,6
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	47,8	39,8	41,5	39,8	36,5	36,5	41,9	38,7
Schweden								
Kapitalkosten	9,3	7,4	7,0	7,4	5,6	6,6	7,3	7,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	46,0	32,2	28,7	32,2	11,0	24,6	31,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	44,8	36,7	38,4	36,7	34,5	34,5	39,2	36,0
Spanien								
Kapitalkosten	8,9	7,0	6,7	7,0	6,3	7,3	7,3	7,1
Grenzsteuerbelastung (EMTR)	43,9	29,0	24,8	29,0	21,0	31,4	31,5	29,8
Durchschnittssteuerbelastung (EATR) .	43,8	35,7	37,4	35,7	36,5	36,5	39,2	36,0

¹⁾ Tochtergesellschaften in Deutschland. Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

lich gilt: Sofern die ausländische Körperschaftsteuer zuzüglich der hälftigen (deutschen) Gewerbesteuer auf Zinszahlungen geringer als die deutsche Körperschaftsteuer und Gewerbesteuer ausfällt, ist die Fremdfinanzierung vorteilhaft, im umgekehrten Fall die Eigenkapitalfinanzierung. Dieses Ergebnis ist zu Lasten der Eigenfinanzierung zu modifizieren, falls wie in Frankreich und Italien auf Dividenden eine steuerpflichtige Kostenpauschale einbehalten wird oder wie in den Niederlanden Refinanzierungskosten im Zusammenhang mit steuerfreien Auslandsgewinnen

nicht abzugsfähig sind. Aufgrund des vergleichsweise hohen deutschen Steuerniveaus führte die Fremdfinanzierung von Inbound-Investitionen vor der Steuerreform regelmäßig zur geringsten und die Selbstfinanzierung zur höchsten Steuerbelastung. Auf die Einbeziehung der Kapitalgeberseite wurde bei diesen Berechnungen verzichtet. Zum einen wäre dies sehr aufwendig, da dann jeweils auch die Einkommensteuersysteme in den betrachteten Ländern berücksichtigt werden müssten. Zum anderen dürfte sich an den qualitativen Aussagen über die Wirkungen des Steuersenkungsgesetzes nichts ändern.

547. Die Wirkungen des Steuersenkungsgesetzes auf der Ebene eines deutschen Unternehmens, also auch einer deutschen Tochterkapitalgesellschaft, wurden oben erläutert (Ziffern 531 ff.). Die selben Effekte wirken sich auch unmittelbar bei der ausländischen Muttergesellschaft aus (Tabelle 81). Die Selbstfinanzierung wird sowohl mit Blick auf Kapitalkosten und Grenzbelastungen als auch bezüglich der effektiven Durchschnittsbelastungen begünstigt. Bei Beteiligungsfinanzierung werden diskrete Investitionsprojekte in jedem Fall entlastet, wenn auch nur geringfügig, während die Belastung von marginalen Investitionen leicht ansteigt. Für fremdfinanzierte diskrete Investitionen ändert sich nichts; allerdings nehmen die Grenzbelastungen nicht unerheblich zu. Infolge der Abschaffung des gespaltenen deutschen Körperschaftsteuersatzes entsprechen sich die Belastungen von Selbstfinanzierung und Beteiligungsfinanzierung mit Ausnahme von Frankreich und Italien, da diese Länder aufgrund der Erhebung steuerpflichtiger Kostenpauschalen die Beteiligungsfinanzierung diskriminieren. Die Reduzierung des deutschen Ertragsteuerniveaus führt in zwei Fällen (Italien und Spanien) dazu, dass das ausländische Körperschaftsteuerniveau zuzüglich der hälftigen deutschen Gewerbesteuer auf Fremdkapitalzinsen unterschritten wird, womit die Eigenkapitalfinanzierung im Vergleich zur Fremdfinanzierung einer deutschen Tochtergesellschaft günstiger wird.

548. Die über alle drei Finanzierungsformen gemittelten Werte zeigen, dass sowohl die Grenz- als auch die Durchschnittsbelastungen bei Inbound-Investitionen durch die Steuerreform gesunken sind. Dies deutet darauf hin, dass der Standort Deutschland für ausländische Investitionen attraktiver geworden ist. In jedem Fall gilt dies im Hinblick auf die Neugründung von Tochterkapitalgesellschaften ausländischer Mütter in Deutschland. Bezüglich der Grenzbelastungen und damit der Ausdehnung des Investitionsvolumens bereits in Deutschland ansässiger Tochtergesellschaften ist die Aussage weniger klar. Zwar sinken die über die Finanzierungswege gemittelten Grenzbelastungen. Allerdings wird der steueroptimale Finanzierungsweg, die Fremdfinanzierung, verteuert. Die Frage ist also, ob Fremdkapital in jedem Fall die relevante (marginale) Finanzierungsquelle darstellt. Gesicherte Anhaltspunkte hierzu liegen nicht vor; realistischerweise kann man jedoch von der oben unterstellten Mischfinanzierung ausgehen. Dies gilt nicht zuletzt aufgrund von Restriktionen wie Mindestkapitalausstattungen, Finanzrisiken oder Kreditrationierungen. Tendenziell kann deshalb von investitionsfördernden Wirkungen des Steuersenkungsgesetzes bei Inbound-Investitionen gesprochen werden.

549. Ob es tatsächlich zu zusätzlichen Direktinvestitionen und einer erhöhten Attraktivität des Standorts Deutschland kommt, hängt letztlich davon ab, wie die effektiven Steuerbelastungen in Deutschland im Vergleich zu alternativen Standorten sind. Um gezieltere Anhaltspunkte über die Standortattraktivität Deutschlands zu gewinnen, werden in einem abschließenden Schritt die Durchschnittssteuerbelastungen für Inbound-

Investitionen aus der Sicht eines multinationalen US-amerikanischen Konzerns ermittelt, wobei neben Deutschland die sieben betrachteten europäischen Länder einbezogen werden. Die Ergebnisse zeigen, dass die Steuersenkungen nicht ganz ausreichen, damit sich Deutschland im Länderranking verbessern kann (Tabelle 82). Ausschlaggebend ist die weiterhin hohe tarifliche Steuerbelastung, die in keinem der hier betrachteten Länder erreicht wird. Allerdings hat Deutschland nunmehr Anschluss an die anderen Länder gefunden und die Marke von 40 vH deutlich unterschritten. Dadurch dürften außersteuerliche Gesichtspunkte für die Standortwahl an Bedeutung gewinnen.

Europatauglichkeit der Steuerreform

550. Für die Abschaffung des körperschaftsteuerlichen Vollarrechnungsverfahrens wurden in erster Linie europarechtliche Gründe angeführt. Deshalb soll kurz auf eine rechtliche Würdigung dieses Sachverhalts eingegangen werden, in Ergänzung der zuvor dargelegten ökonomischen Analyse. Die Europatauglichkeit des Anrechnungsverfahrens wurde mit dem Argument in Frage gestellt, dass davon isolationistische Wirkungen ausgingen. Diese resultieren daraus, dass weder der ausländische Anteilseigner eine Steuergutschrift für die deutsche Körperschaftsteuer erhält, noch der deutsche Anteilseigner eine ausländische Körperschaftsteuer auf seine Einkommensteuerschuld anrechnen kann. Diese Doppelbelastung im Vergleich zur Einmalbelastung eines inländischen Anteilseigners einer inländischen Kapitalgesellschaft kann die im EG-Vertrag verbrieften Grundfreiheiten der Kapitalverkehrsfreiheit und der Niederlassungsfreiheit verletzen. Die Niederlassungsfreiheit beinhaltet neben einem Diskriminierungsverbot ein Beschränkungsverbot, welches es dem Wohnsitzstaat unter anderem untersagt, die Niederlassung einer nach seinem Recht gegründeten Gesellschaft in einem anderen Mitgliedstaat zu behindern. Nach der Kapitalverkehrsfreiheit muss der Wohnsitzstaat unter anderem Diskriminierungen hinsichtlich des Kapitalanlageorts vermeiden und ausländische Investitionen seiner Staatsangehörigen genauso behandeln wie inländische Investitionen.

Die europarechtlichen Probleme von Anrechnungsverfahren liegen in der fehlenden Anrechnungsmöglichkeit ausländischer Körperschaftsteuer im Inland. Wie im Zusammenhang mit der Analyse von Outbound-Investitionen (Ziffern 543 ff.) deutlich sichtbar wurde, kommt es in diesem Fall zu einer Benachteiligung ausländischer Dividenden und somit zu einer Behinderung von Auslandsinvestitionen, wenn die persönlichen Steuern der Kapitalgeber berücksichtigt werden. Da alleine der rechtliche Tatbestand der Beschränkung oder Diskriminierung ausschlaggebend ist, werden die ökonomischen Folgen dieser Benachteiligung nicht gesondert geprüft. Der Europäische Gerichtshof hat im Juni 2000, also kurz vor Verabschiedung des Steuersenkungsgesetzes, im Fall der Niederlande entschieden, dass es gegen die Kapitalverkehrsfreiheit verstößt, wenn einem inländischen Kapitalgeber nur für Aus-

Effektive Durchschnittssteuerbelastungen bei Investitionen einer US-amerikanischen Kapitalgesellschaft in ausgewählten europäischen Ländern¹⁾

vH²⁾

	Selbst-	Beteiligungs-	Fremd-	Durchschnitt (ungewichtet)
	finanzierung			
Deutschland 2000	45,1	40,8	38,8	41,6
Deutschland 2001	37,5	39,2	38,8	38,5
Frankreich	37,7	39,5	37,8	38,3
Vereinigtes Königreich	31,6	34,1	34,1	33,2
Irland	25,4	35,1	35,1	31,8
Italien	28,1	29,8	37,1	31,7
Niederlande	34,8	36,5	35,4	35,6
Schweden	28,3	32,4	32,4	31,0
Spanien	35,9	39,4	37,1	37,5
Durchschnitt ohne Deutschland (ungewichtet)	31,7	35,3	35,6	34,2

¹⁾ Finanzierung von Investitionen in einer Tochtergesellschaft.

²⁾ Zu den Berechnungen siehe Kasten 7.

schüttungen inländischer Kapitalgesellschaften ein Freibetrag bei der Einkommensteuer gewährt wird. Diese Entscheidung betrifft zwar nicht den für Deutschland relevanten Fall der Anrechnung ausländischer Körperschaftsteuer; jedoch könnte das Anrechnungsverfahren aus analogen Erwägungen gegen die Kapitalverkehrsfreiheit und die Niederlassungsfreiheit verstoßen. Dagegen dürfte es EG-rechtlich nicht zu beanstanden sein, ausländischen Kapitalgebern den Anspruch auf Anrechnung deutscher Körperschaftsteuer zu verwehren. Denn die Verpflichtung zur Vermeidung der Doppelbesteuerung trifft nicht den Sitzstaat der ausschüttenden Kapitalgesellschaft, sondern das Wohnsitzland des Kapitalgebers, das das Besteuerungsrecht für die Dividenden hat.

551. Eine europarechtskonforme Gleichbehandlung inländischer und ausländischer Dividenden hätte sich auch im Vollarrechnungsverfahren verwirklichen lassen. Dazu wäre eine Anrechnung ausländischer Körperschaftsteuern auf die deutsche Einkommensteuer und Körperschaftsteuer notwendig gewesen. Der Gesetzgeber hat diese Möglichkeit einer Anrechnung über die Grenze hinweg nicht näher in Erwägung gezogen. Dies hat zum Teil heftige Kritik hervorgerufen. Dabei sind aber die folgenden Gesichtspunkte zu berücksichtigen, die mit einer europarechtskonformen Ausgestaltung des Anrechnungsverfahrens verbunden gewesen wären:

- Ein grenzüberschreitendes Anrechnungsverfahren bei der Körperschaftsteuer wäre ein klares Bekenntnis zu einer kapitalexportneutralen Besteuerung mit weit reichenden Implikationen für die in Deutschland geltende internationale Unternehmensbesteuerung. Davon wäre auch die Einkommensteuer auf nichtunternehmerische Einkünfte betroffen gewesen.

mensteuer auf nichtunternehmerische Einkünfte betroffen gewesen.

- Das internationale Schachtelprivileg (Freistellungsmethode) für ausländische Beteiligungserträge deutscher Kapitalgesellschaften ist fester Bestandteil der deutschen Abkommenspolitik. Um eine Gleichbehandlung von Kapitalgesellschaften und natürlichen Personen als Investoren zu erreichen, hätten etwa 80 Doppelbesteuerungsabkommen neu verhandelt werden müssen. Das wäre langwierig und mühsam gewesen.
- Die grenzüberschreitende Anrechnung setzt voraus, dass die Vorbelastung von Dividenden mit ausländischer Körperschaftsteuer im Inland bekannt ist. Dies erfordert nicht nur bei privaten Kapitalanlegern, sondern auch bei mehrstufigen Konzernverbindungen einen wirksamen Kontrollmechanismus, dem nach dem Bekunden der Finanzverwaltung unüberbrückbare administrative Schwierigkeiten entgegenstehen.
- Um die Kosten der Anrechnung zwischen den beteiligten Staaten aufzuteilen, wäre ein Fiskalausgleich erforderlich. Angesichts der Probleme, an denen die Einrichtung eines EU-weiten Clearingsystems bei der Umsatzsteuer gescheitert ist, wären in diesem Zusammenhang ebenfalls große administrative Schwierigkeiten zu erwarten.

552. Generell ist in Europa eine Abkehr vom Anrechnungssystem zu beobachten. Bis Anfang der neunziger Jahre wurde das Spektrum der Körperschaftsteuersysteme innerhalb der Europäischen Union zwar noch von (Voll- und Teil-) Anrechnungssystemen dominiert. Seither ist allerdings ein doch recht eindeutiger Trend zu-

gunsten von Shareholder-Relief-Verfahren festzustellen. So wechselten neben Deutschland (2001) vom Vollanrechnungsverfahren Belgien (1992), Dänemark (1991) und Vereinigtes Königreich (1999) jeweils vom Teilanrechnungsverfahren sowie Schweden (1995) von der Dividendenfreistellung zum Shareholder-Relief-System. Luxemburg (1994) und partiell (für wesentlich beteiligte Gesellschafter) die Niederlande (1997) haben ihr klassisches System zu Gunsten einer ermäßigten Besteuerung von Dividenden aufgegeben. Schließlich ist Irland (1999) vom Teilanrechnungsverfahren zum klassischen System übergegangen.

Die festzustellende Abkehr vom Anrechnungsverfahren ist eng mit den Rückwirkungen der internationalen Geschäftstätigkeit sowie der Etablierung des Europäischen Binnenmarkts auf die nationalen Steuersysteme verknüpft. Analog zu Deutschland wurden beispielsweise auch im Vereinigten Königreich die mangelnde Europatauglichkeit (trotz Anrechnung über die Grenze im Rahmen des komplizierten „Foreign Income Dividend (FID)-Scheme“) sowie die hohe Komplexität von Anrechnungsverfahren im Zusammenhang mit dem großen Umfang internationaler Kapitalströme als Gründe für die Abschaffung des Anrechnungsverfahrens und die Einführung eines Shareholder-Relief-Verfahrens angeführt. Aus den gleichen Gründen sind in Frankreich Überlegungen zur Abschaffung des dortigen Anrechnungsverfahrens im Gange, wobei Deutschland als Vorbild für eine Reform dienen soll. Falls Frankreich diesen Schritt vollziehen sollte, gäbe es innerhalb der Europäischen Union nur noch vier Mitgliedstaaten – nämlich Finnland, Italien, Portugal und Spanien – mit einem Voll- oder Teilanrechnungsverfahren.

553. Das Halbeinkünfteverfahren bezieht Dividenden unabhängig von ihrer Herkunft generell nur zur Hälfte in die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage ein. Durch die Gleichbehandlung inländischer und ausländischer Dividenden werden die Anforderungen der Kapitalverkehrsfreiheit und der Niederlassungsfreiheit erfüllt. Deshalb ist das Halbeinkünfteverfahren im Gegensatz zum früher geltenden Anrechnungsverfahren europatauglich. Das Halbeinkünfteverfahren zeichnet sich auch durch eine erhöhte Steuerneutralität im internationalen Bereich aus. Die Diskriminierung der Eigenfinanzierung von Auslandsinvestitionen wurde beseitigt, sodass inländische und ausländische Gewinne gleich besteuert werden, wenn von einem Steuersatzgefälle und Bemessungsgrundlagen unterschieden zwischen Inland und Ausland abgesehen wird. Allerdings ist die Gesamtbelastung ausgeschütteter Gewinne mit persönlicher Einkommensteuer und Unternehmenssteuern unbestimmt, da im Halbeinkünfteverfahren – wie in jedem anderen Shareholder-Relief-Verfahren – zwischen der Vorbelastung der Dividenden mit Körperschaftsteuer und ihrer einkommensteuerlichen Entlastung per se kein unmittelbarer Zusammenhang besteht. Der Zugewinn an internationaler Neutralität wird deshalb nur unter Inkaufnahme zahlreicher neuartiger Verzerrungen bei nationalen Sachverhalten erreicht. Dies betrifft in erster Linie die Finanzierungsentscheidung und die Entschei-

dung zur Wahl der Rechtsform. Diese Verzerrungen resultieren vor allem aus der starken Spreizung zwischen dem Körperschaftsteuersatz und dem Spitzensatz der Einkommensteuer. Die Absenkung des Spitzensteuersatzes der Einkommensteuer auf 42 vH ab dem Jahre 2005 reduziert die Tarifspreizung und ist ein Schritt in die richtige Richtung, um die Verzerrungen abzubauen. Allerdings reicht eine Steuersatzsenkung bei der Einkommensteuer allein nicht aus, um die vom Halbeinkünfteverfahren ausgehenden Verzerrungen auf Finanzierungs- und Rechtsformentscheidungen nachhaltig zu vermindern. Um dies zu erreichen, müssten auch die (definitiven) Unternehmenssteuern im Gleichschritt mit der Einkommensteuer weiter gesenkt werden. Dies betrifft neben der Körperschaftsteuer auch die Gewerbesteuer, die sich im internationalen Bereich in der gegenwärtigen Ausgestaltung immer deutlicher als Zusatzbelastung herausstellt, im nationalen Bereich seit der Steuerreform zu einer Sonderbelastung von Kapitalgesellschaften führt, mitverantwortlich für die Verzerrung von Finanzierungsentscheidungen ist und schließlich vermehrt mit EG-Recht – hier der Niederlassungsfreiheit – in Konflikt gerät.

Literaturverzeichnis

- Bertelsmann Stiftung (Hrsg., 2000) *Unternehmensbesteuerung und Investitionen – Deutschland im internationalen Vergleich*, Gütersloh.
- Bordignon, M.; S. Giannini und P. Panteghini (1999) *Corporate Taxation in Italy: An Analysis of the 1998 Reform*, FinanzArchiv, 335–362.
- Bordignon, M.; S. Giannini und P. Panteghini (2001) *Reforming Business Taxation: Lessons from Italy?*, International Tax and Public Finance, 191–210.
- Devereux, M. P. und R. Griffith (1999) *The Taxation of Discrete Investment Choices*, The Institute for Fiscal Studies, London.
- Devereux, M. P. und R. Griffith (1998) *Taxes and the Location of Production: Evidence from a Panel of US Multinationals*, Journal of Public Economics, 335–367.
- Jacobs, O. H. und C. Spengel (1996) *European Tax Analyzer*, Baden-Baden.
- King, M. A. und D. Fullerton (1984) *The Taxation of Income from Capital. A Comparative Study of the United States, the United Kingdom, Sweden and West Germany*, Chicago.
- Richter, W. F.; H. Seitz und W. Wiegard (1996) *Steuern und unternehmensbezogene Staatsausgaben als Standortfaktoren*, in: Siebert, H. (Hrsg.) „Steuerpolitik und Standortqualität: Expertisen zum Standort Deutschland“, Tübingen, 13–47.
- Schreiber, U.; C. Spengel und L. Lammersen (2001) *Effektive Steuerbelastungen bei Vorliegen ökonomischer Renten*, Discussion Paper 01–26, ZEW.
- Spengel, C. und L. Lammersen (2001) *Methoden zur Messung und zum Vergleich von internationalen Steuerbelastungen*, Steuer und Wirtschaft, 222–238.