

# Kapitalmobilität in der Europäischen Union

von Anne Kleinewefers Lehner  
Stab, Schweizerische Nationalbank Bern

# 1 Einleitung

Die Theorie der optimalen Währungsräume postuliert die Erfüllung verschiedener Kriterien, damit sich Länder zu einer Währungsunion zusammenschliessen können, ohne dass es dabei zu hohen Kosten in Form von Produktionseinbussen oder Arbeitslosigkeit kommt.<sup>1</sup> Mit der Bildung einer Währungsunion fällt das Wechselkursinstrument weg. Dies ist nur dann unbedenklich, wenn die Mitgliedländer keinen asymmetrischen Schocks unterliegen, und/oder Anpassungsmechanismen existieren, die die realen Folgen der Schocks mindern. Zu diesen Anpassungsmechanismen zählen vor allem die Flexibilität der Preise und die Mobilität der Faktoren Arbeit und Kapital. Da Preisflexibilität und Arbeitskräftemobilität kurzfristig meist beschränkt sein dürften, kommt der Kapitalmobilität eine umso wichtigere Rolle bei der Abfederung von asymmetrischen Schocks zu.

Dieser Aufsatz untersucht das Ausmass der Kapitalmobilität zwischen den 15 EU-Ländern, deren Ziel die Bildung einer Währungsunion ist. Der Zeitraum der Untersuchung bezieht sich auf die Periode zwischen 1980 und 1995. Die Ergebnisse aus der Vergangenheit können jedoch nicht direkt in die Zukunft extrapoliert werden, da die Einführung einer Einheitswährung sowohl Auswirkungen auf die Kapitalmobilität als auch auf das Ausmass der asymmetrischen Schocks haben dürfte. Deshalb ist beim Ziehen von Schlussfolgerungen aus den hier gewonnenen Resultaten für das Funktionieren der zukünftigen Währungsunion Zurückhaltung geboten.

## 2 Methoden zur Messung der Kapitalmobilität

In der empirischen Literatur werden im wesentlichen drei Methoden zur Messung der Kapitalmobilität verwendet (vgl. Obstfeld, 1994): der Test der gedeckten Zinsparität, die Messung internationaler Konsumkorrelationen und die Schätzung des Zusammenhangs zwischen nationalem Sparen und nationalen Investitionen (Feldstein-Horioka-Ansatz). Der Test der gedeckten Zinsparität läuft auf einen Vergleich der Renditen von identischen Depositen im In- und Ausland hinaus. So muss bei perfekter Kapitalmobilität und gemäss dem Gesetz des einheitlichen Preises z.B. eine 3-monatige DM-Anlage in Frankfurt die gleiche Rendite abwerfen

wie dieselbe Anlage in London. Differenzen zwischen den beiden Renditen weisen auf bestehende oder erwartete Kapitalverkehrskontrollen hin, während Renditengleichheit umgekehrt die Absenz institutioneller Hindernisse (z.B. Kapitalverkehrskontrollen oder diskriminierende Steuern) bedeutet.

Hinter der Messung der Kapitalmobilität mittels internationaler Konsumkorrelationen steht der Gedanke, dass an den internationalen Kapitalmärkten Konsumrisiken gehandelt werden; dies bildet für jedes Land eine Art Versicherung gegen asymmetrische Fluktuationen des nationalen Konsums. Wenn nun auf den Kapitalmärkten alle Risiken handelbar und somit versicherbar sind, keine Präferenzschocks auftreten und die Kapitalmobilität vollkommen ist, so sollten die realen Wachstumsraten des Pro-Kopf-Konsums verschiedener Länder perfekt korreliert sein. Umgekehrt lässt sich eine nicht perfekte Korrelation sowohl auf eine unvollkommene Kapitalmobilität als auch auf die Existenz nicht handelbarer Konsumrisiken oder das Auftreten von Präferenzschocks zurückführen.

Der Ansatz von Feldstein und Horioka (1980) schliesslich beruht auf der Überlegung, dass die Ersparnisse eines Landes bei vollkommener internationaler Kapitalmobilität jeweils dorthin fliessen, wo sie am produktivsten investiert werden können. Eine Erhöhung der nationalen Ersparnisse muss somit nicht automatisch auch den einheimischen Kapitalbestand vergrössern. Geschätzt wird eine Gleichung der Form

$$I/Y = a + bS/Y$$

wobei I die Investitionen, S die Ersparnisse und Y das Volkseinkommen bezeichnen. Ein loser Zusammenhang zwischen nationaler Spar- und Investitionsquote (kleines b) deutet auf ein hohes Mass an Kapitalmobilität hin, während umgekehrt ein hohes b für eine geringe Kapitalmobilität spricht.

Die Schätzung der Kapitalmobilität anhand der oben beschriebenen drei Methoden führt meist zu unterschiedlichen Ergebnissen. Typischerweise zeigen Tests der gedeckten Zinsparität für die Industrieländer ein hohes Mass an internationaler Kapitalmobilität an (vgl. z.B. Popper, 1993; Obstfeld, 1994; Eijffinger und Lemmen, 1995), während die beiden anderen Methoden auf eine beschränkte Kapitalmobilität hindeuten. So erhalten Feldstein und Bacchetta (1991) sowie Obstfeld (1994) für die achtziger Jahre nach der Feldstein-Horioka-Methode b-Koeffizienten in der Grössenordnung

<sup>1</sup> Für einen Überblick über die Theorie der optimalen Währungsräume siehe z.B. Kleinewefers Lehner (1997).

von 0,6 bis 0,7. Die scheinbar widersprüchlichen Resultate und das kontraintuitive Ergebnis von Feldstein und Horioka sind als «Feldstein-Horioka-Puzzle» in die Literatur eingegangen.

Ein grosser Teil des Rätsels löst sich jedoch auf, wenn die beschränkte Vergleichbarkeit der drei verschiedenen Tests und ihrer jeweiligen Ergebnisse berücksichtigt wird. So besagt die Gültigkeit der gedeckten Zinsparität, dass die Rendite zweier identischer, homogener Anlagen, die sich ausschliesslich durch ihren Standort unterscheiden, gleich sein muss. Die Geltung der gedeckten Zinsparität weist somit nur auf eine hohe Mobilität des Kapitals hin, das in die Art von Anlagen investiert ist, auf die sich der Test bezieht.

Die Untersuchung der Kapitalmobilität anhand des Zusammenhanges zwischen Sparen und Investieren (oder auch anhand von Konsumkorrelationen) ist hingegen ein viel umfassenderer Test, da er sich auf das gesamte und nicht nur auf einen Teil des Kapitals bezieht. Wird das Kapital nicht nur in standardisierte Depositen, sondern auch in ausländische Aktien, Direktbeteiligungen, Immobilien usw. investiert, so benötigt der Investor viel mehr Informationen. Die Beschaffung dieser Informationen ist für einen ausländischen Investor schwieriger und kostspieliger als für einen inländischen Investor. Gordon und Bovenberg (1996) gehen daher von einer Informationsasymmetrie zwischen in- und ausländischen Investoren aus. Diese Informationsasymmetrie vermag die beobachtete Korrelation zwischen Sparen und Investieren (zumindest teilweise) plausibel zu erklären. Diese Interpretation ist auch mit der Geltung der gedeckten Zinsparität vereinbar, da das Problem der Informationsasymmetrie bei standardisierten Depositen weitgehend entfällt.

### 3 Die Kapitalmobilität in der Europäischen Union anhand des Feldstein-Horioka-Ansatzes

Im Zusammenhang mit der Kapitalmobilität als Anpassungsmechanismus bei asymmetrischen Schocks in einer Währungsunion sollte idealerweise das gesamte und nicht nur ein bestimmter Teil des Kapitals mobil sein; nur so können Schocks optimal absorbiert werden. Aus diesem Grund wird die Kapitalmobilität zwischen den EU-Mitgliedern hier mit der Feldstein-Horioka-Methode untersucht.

Empirisch kann der Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren sowohl durch Querschnitts- als auch durch Längsschnittanalysen untersucht werden. Feldstein und Horioka sowie die Mehrheit der darauffolgenden Studien (z. B. Feldstein 1983, Obstfeld 1986, Tesar 1991, Feldstein und Bacchetta 1991, Obstfeld 1994) arbeiten mit Querschnittsdaten von OECD-Ländern, wobei jeweils mehrjährige Durchschnitte für die Spar- und Investitionsquoten verwendet werden. Die Durchschnittsbildung und der Querschnittsvergleich bieten Gewähr dafür, dass zyklische Schwankungen von Ersparnissen und Investitionen weitgehend ausgeschaltet werden und die Schätzergebnisse für den Parameter  $b$  nicht nach oben verzerren. Geschätzt wird eine Gleichung der Form

$$(1) \quad I_i/Y_i = a + bS_i/Y_i$$

wobei  $i$  den Index für die verschiedenen Länder darstellt. Vollkommene Kapitalmobilität impliziert  $b = 0$ , während  $b = 1$  völlig immobiles Kapital bedeutet. Das Resultat ist als *langfristiger*, auf strukturellen Unterschieden zwischen den Ländern beruhender Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren zu interpretieren (Obstfeld, 1994, S. 47f).

Die Verwendung mehrjähriger Durchschnittsdaten wird mit der Ausschaltung der Effekte des Konjunkturzyklus begründet, welche den Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren überzeichnen könnten. Allerdings kann auch die Durchschnittsbildung zu einer Überschätzung der Korrelation führen. Die intertemporale Budgetrestriktion einer Volkswirtschaft sorgt dafür, dass die jährlichen Salden der Leistungsbilanz sich über die lange Frist ausgleichen. Dies bedeutet, dass Sparen und Investieren sich in einem langjährigen Durchschnitt weitgehend entsprechen bzw. hoch korreliert sind, obwohl in den einzelnen Jahren möglicherweise starke Kapitalbewegungen stattgefunden haben (vgl. Sinn, 1992, S. 1164f; Coakley et al. 1996).<sup>2</sup>

Das Ergebnis eines hohen  $b$ -Koeffizienten kann ebenfalls entstehen, wenn eine dritte Variable gleichzeitig die Spar- und die Investitionsquote beeinflusst. Werden Sparen und Investieren von einem gemeinsamen Einflussfaktor getrieben, so verzerrt dies  $b$  nach oben, ohne dass daraus eine geringe Kapitalmobilität abgeleitet werden könnte (vgl. z. B. Feldstein und Horioka, 1980; Obstfeld, 1986, 1994). Meist wird versucht, diesem Problem durch den Einbezug einer Variable in die Schätz-

<sup>2</sup> Sinn (1992) zeigt, dass die Schätzungen des Koeffizienten  $b$  für die OECD-Staaten in jährlichen Querschnittsanalysen unter den entsprechenden Werten bei Verwendung von langjährigen Durchschnittsdaten liegen.

gleichung Rechnung zu tragen, welche sowohl das Sparen als auch das Investieren beeinflusst. Als gemeinsame Einflussfaktoren für beide Größen bieten sich insbesondere das BIP- und das Bevölkerungswachstum an.

Ein weiterer Erklärungsansatz für die hohe Korrelation zwischen Sparen und Investieren setzt bei der Leistungsbilanzpolitik der Regierung an (vgl. Summers 1988, Feldstein und Bacchetta, 1991). So kann die Regierung die Differenz zwischen den privaten Ersparnissen und den Investitionen durch Manipulation des Budgetdefizites ausgleichen und den Saldo der Leistungsbilanz dadurch relativ stabil halten. Auch in diesem Fall ist ein hohes  $b$  nicht unbedingt ein Indiz für eine geringe Kapitalmobilität. Diese Erklärung erhält eine gewisse Plausibilität durch die Tatsache, dass die Querschnitt-Korrelationen zwischen Sparen und Investieren verschiedener Regionen innerhalb eines Landes sehr schwach sind.<sup>3</sup> Anders als auf zwischenstaatlicher Ebene bildet der Saldo der regionalen Leistungsbilanzen normalerweise kein wirtschaftspolitisches Ziel und löst somit auch keine Massnahmen aus.

Während bei der Interpretation eines hohen  $b$ -Koeffizienten in Querschnittanalysen sorgfältig vorgegangen werden muss, beurteilt die Literatur die Aussagekraft von Längsschnittanalysen im allgemeinen noch kritischer. In der Längsschnittanalyse lautet die Schätzgleichung für jedes einzelne Land

$$(2) \quad I_t/Y_t = a + bS_t/Y_t$$

wobei  $t$  den Zeitindex darstellt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen geben Aufschluss über den *kurzfristigen* Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren innerhalb eines Landes. In einem kurzfristigen Zeitrahmen ist die Interpretation eines hohen  $b$  als Evidenz für wenig mobiles Kapital aufgrund der möglichen Endogenität des Sparens jedoch fragwürdig;  $b$  kann nicht mehr unbedingt als Mass für die Auswirkung einer exogenen Änderung der Spar- auf die Investitionsquote angesehen werden (Feldstein und Horioka, 1980, S. 323).

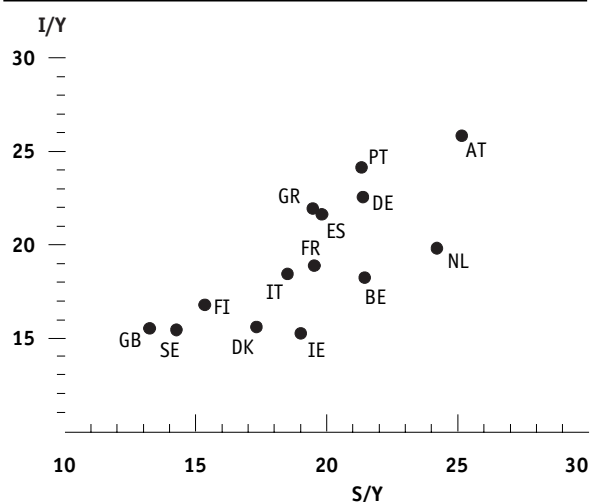
Im Einklang mit dem Grossteil der Literatur werden deshalb im folgenden für die EU-Mitglieder nur Querschnittschätzungen des Zusammenhangs zwischen Spar- und Investitionsquote präsentiert. Für  $I$  und  $S$  werden die Bruttoinvestitionen bzw. die Bruttoersparnisse verwendet. Diese sind den entsprechenden Nettogrössen aus zwei Gründen vorzu-

ziehen. Erstens können auch die Abschreibungen grundsätzlich sowohl mit inländischen als auch mit ausländischen Ersparnissen finanziert werden. Zweitens ist die genaue Abgrenzung der Abschreibungen schwierig und das Auftreten von Messfehlern kaum zu vermeiden. Diese gemeinsamen Messfehler können die Schätzung des Koeffizienten  $b$  nach oben verzerren (Feldstein und Horioka, 1980, S. 320).

Das betrachtete Ländersample besteht aus den EU-Mitgliedern ohne Luxemburg. Luxemburg wird aus der Untersuchung ausgeschlossen, da es mit seiner untypisch hohen Sparquote und seinem ausserordentlichen Leistungsbilanzüberschuss die Schätzergebnisse stark in Richtung hohe Kapitalmobilität verzerrt (zu niedriges  $b$ ). Die Stichprobe setzt sich somit aus 14 Ländern zusammen, was für die Anzahl Freiheitsgrade noch knapp ausreichend ist. Die Zeitperiode von 1980–95 wurde in verschiedene Abschnitte eingeteilt, die entsprechend den obigen Argumenten für und gegen eine Durchschnittsbildung weder zu kurz noch zu lang sein sollten: 1980–85, 1985–89, 1980–89 und 1991–95. Das Jahr der deutschen Wiedervereinigung, 1990, wurde bewusst ausgelassen; in den ersten drei Unterperioden wurden westdeutsche, in der letzten Periode gesamtdeutsche Daten verwendet.

Grafik 1 zeigt die Spar- und Investitionsquoten für die jüngste Periode von 1991–95. Die Schätzergebnisse für den Regressionskoeffizienten  $b$  aus Gleichung (1) sowie für den Korrelationskoeffizienten  $\rho$  zwischen Sparen und Investieren sind in Tabelle 1 zusammengefasst. Die Resultate liegen in derselben Grössenordnung wie diejenigen von Feldstein und Bacchetta (1991) und Obstfeld (1994) für die achtziger Jahre. Die  $b$ -Koeffizienten von über

Spar- und Investitionsquoten in der EU Grafik 1



<sup>3</sup> Vgl. Bayoumi und Rose (1993), Bayoumi und Sterne (1993), Sinn (1992) und Obstfeld (1994) für Arbeiten mit regionalen englischen, kanadischen, amerikanischen und japanischen Spar- und Investitionsquoten.

0,7 zeigen eine geringe Mobilität des gesamten Kapitals an; auch lässt sich keine Erhöhung der Kapitalmobilität in Laufe der Zeit bzw. mit dem Näherkommen der Währungsunion feststellen.

Da vermutet werden kann, dass das Wirtschafts- bzw. das Bevölkerungswachstum Faktoren sind, welche die Spar- und die Investitionsquote gemeinsam beeinflussen, wird obige Gleichung unter Einschluss des realen BIP-Wachstums,  $\Delta Y$ , bzw. des Bevölkerungswachstums,  $\Delta POP$ , neu geschätzt:

$$(3) \quad I_i/Y_i = a + b_1 S_i/Y_i + c \Delta Y_i$$

$$(4) \quad I_i/Y_i = a + b_2 S_i/Y_i + c \Delta POP_i$$

Tabelle 2 enthält die entsprechenden Resultate. Der Einschluss einer Variable für das reale Wirtschafts- bzw. Bevölkerungswachstum führt zu keiner Lockerung des Zusammenhangs zwischen Sparen und Investieren. Wie in Tabelle 1 sind auch hier die Koeffizienten während dreier Perioden signifikant von 0 und nicht signifikant von 1 verschieden; nur von 1985–89 sind sie sowohl von 0 als auch von 1 verschieden. Der enge Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren kann somit nicht durch die zwei potentiellen gemeinsamen Einflussfaktoren – Wirtschafts- bzw. Bevölkerungswachstum – erklärt werden.<sup>4</sup>

Im folgenden soll nun noch untersucht werden, ob sich die hohen b-Koeffizienten möglicher-

weise auf eine aktive Leistungsbilanzpolitik der Regierung zurückführen lassen. In Anlehnung an Summers (1988) und Feldstein und Bacchetta (1991) wird überprüft, ob ein Zusammenhang zwischen dem staatlichen Budgetdefizit und der Differenz zwischen privatem Sparen und Investitionen («private Leistungsbilanz») besteht. Geschätzt wird die Gleichung

$$(5) \quad DEF_i/Y_i = a + b(PS_i - I_i)/Y_i$$

wobei DEF das Budgetdefizit und PS (privates Sparen) die Summe von volkswirtschaftlichem Sparen und Budgetdefiziten darstellt. Aufgrund von Mängeln bei den Defizitdaten verschiedener Länder in den frühen achtziger Jahren (Brüche in der Berechnungsweise, schlechte Vergleichbarkeit) wird die Gleichung nur über die beiden Zeitperioden von 1985–89 und 1991–95 geschätzt.

Aus den in Tabelle 3 zusammengefassten Resultaten geht hervor, dass eine Verbesserung der privaten Leistungsbilanz um eine Einheit jeweils eine Erhöhung des Defizites um 0,6–0,84 Einheiten mit sich bringt. Diese Resultate liegen in einer ähnlichen Grössenordnung wie bei Summers (1988) und Feldstein und Bacchetta (1991). Obwohl die b-Koeffizienten für beide Zeitperioden nicht signifikant von 1 verschieden sind, lässt sich eine gewisse Abschwächung des Zusammenhangs zwischen Defizit und privater Leistungsbilanz in den neunziger Jahren feststellen. Dies könnte möglicherweise

**Tabelle 1**  
**Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren in der Querschnittsanalyse**

	$\rho$	$b$
1980–85	0,658	0,74 * (0,245)
1985–89	0,736	0,583 ** (0,155)
1980–89	0,751	0,755 * (0,192)
1991–95	0,759	0,765 * (0,189)

<sup>4</sup> Auch in anderen Beiträgen hatten diese beiden zusätzlichen Variablen kaum einen Einfluss auf b (vgl. z. B. Feldstein und Horioka, 1980; Feldstein und Bacchetta, 1991).

\* auf dem 5%-Niveau signifikant von 0 und nicht signifikant von 1 verschieden

**Tabelle 2**  
**Zusammenhang zwischen Sparen und Investieren bei Einschluss einer Variable für das Wirtschaftswachstum bzw. das Bevölkerungswachstum**

	$b_1$	$b_2$
1980–85	0,762 * (0,227)	0,643 * (0,217)
1985–89	0,522 ** (0,162)	0,592 ** (0,161)
1980–89	0,69 * (0,164)	0,73 * (0,203)
1991–95	0,87 * (0,183)	0,784 * (0,202)

\*\* auf dem 5%-Niveau signifikant von 0 und von 1 verschieden

Datenquelle: OECD National Accounts 1960–95

auf die Bemühungen verschiedener Länder zurückzuführen sein, ihre Budgetdefizite den Anforderungen des Vertrags von Maastricht anzupassen – unabhängig vom jeweiligen Saldo der privaten Leistungsbilanz.

Summers (1988) interpretiert den engen Zusammenhang zwischen privater Leistungsbilanz und Defiziten als Evidenz für eine aktive Leistungsbilanzpolitik seitens der Regierung. Feldstein und Bacchetta (1991) argumentieren hingegen, dass dieser Zusammenhang auch als «crowding out» privater Investitionen durch Budgetdefizite verstanden werden kann. Zur Konkretisierung dieser alternativen Interpretation schätzen Feldstein und Bacchetta die Gleichung

$$(6) \quad I_i/Y_i = a + bDEF_i/Y_i + cPS_i/Y_i$$

Diese Gleichung unterscheidet sich nur insofern von der ursprünglichen Feldstein-Horioka-Gleichung, als das Sparen in seine beiden Bestandteile öffentliches und privates Sparen aufgeteilt wird. Gemäss dem ursprünglichen Modell sollten b und c denselben Wert, aber mit umgekehrten Vorzeichen annehmen. Tabelle 4 zeigt die entsprechenden Schätzergebnisse.

Die Ergebnisse sind konsistent mit der Interpretation, dass eine Erhöhung des privaten Sparens um eine Einheit die Investitionen um 0,6 bzw. 0,85 Einheiten steigert, während eine Erhöhung des Budgetdefizites um eine Einheit zu einem crowding

out der Investitionen um 0,56 bzw. 0,46 Einheiten führt. Die Hypothese, dass  $b = -c$ , kann dabei in beiden Perioden nicht abgelehnt werden.

Auch diese Schätzungen erlauben es jedoch nicht, definitiv zwischen den beiden Interpretationsmöglichkeiten aktive Leistungsbilanzpolitik und «crowding out» zu diskriminieren. Dies ist nach Feldstein und Bacchetta nur aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen im Rahmen der konkreten Situation eines Landes möglich. Im vorliegenden Zusammenhang kann nicht ausgeschlossen werden, dass die hier erhaltene Evidenz für eine geringe Kapitalmobilität durch eine aktive Leistungsbilanzpolitik der Regierungen verzerrt wird. Allerdings lockert sich der Zusammenhang zwischen Defizit und privater Leistungsbilanz in den neunziger Jahren leicht, während der b-Koeffizient in der ursprünglichen Feldstein-Horioka-Gleichung sich in den neunziger Jahren geringfügig erhöht. Dies lässt vermuten, dass die Kapitalmobilität in der EU auch unter Berücksichtigung der Leistungsbilanzpolitik der Regierungen beschränkt ist.

**Tabelle 3**  
**Zusammenhang zwischen Budgetdefizit und «privater Leistungsbilanz»**

	b	R <sup>2</sup>
1985–89	0,844 * (0,126)	0,79
1991–95	0,602 * (0,245)	0,33

**Tabelle 4**  
**Zusammenhang zwischen Investitionen, Budgetdefiziten und privatem Sparen**

	b	c	adj. R <sup>2</sup>
1985–89	-0,558 * (0,188)	0,588 * (0,162)	0,46
1991–95	-0,458 (0,258)	0,847 * (0,184)	0,6

\* auf dem 5%-Niveau signifikant  
von 0 und nicht signifikant  
von 1 verschieden. Datenquelle:  
Eurostat, OECD

## 4 Schlussfolgerungen

Die Anwendung des Feldstein-Horioka-Ansatzes auf die Daten der EU-Mitglieder für die Zeitspanne von 1980–95 führt zum Resultat einer beschränkten Mobilität des gesamten volkswirtschaftlichen Kapitals. Die Korrelation zwischen Sparen und Investieren scheint nicht durch gemeinsame Einflussfaktoren wie das Wirtschafts- und Bevölkerungswachstum verursacht zu werden; hingegen kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Leistungsbilanzpolitik der Regierungen die Ergebnisse teilweise verzerrt.

Ist die Kapitalmobilität in einer Währungsunion nur unvollkommen, so ist auch ihre Kapazität zur Absorption von asymmetrischen Schocks begrenzt. Da die Mobilität der Arbeitskräfte und die Flexibilität der Preise kurzfristig ebenfalls gering sind, besteht die Gefahr, dass asymmetrische Schocks in den betroffenen EU-Mitgliedländern zu Produktionseinbußen und Arbeitslosigkeit führen. Allerdings muss nochmals betont werden, dass die Einführung einer gemeinsamen Währung zu einer Zunahme der Kapitalmobilität und einer Abnahme der asymmetrischen Schocks führen kann. Die hier erhaltenen Ergebnisse können somit nicht ohne weiteres in die Zukunft übertragen werden.

### Literaturverzeichnis

Bayoumi, T. A. und A. Rose. 1993. Domestic Savings and Intra-national Capital Flows. *European Economic Review* 37: 1197–1202.

Bayoumi, T. A. und G. Sterne. 1993. Regional Trading Blocs, Mobile Capital and Exchange Rate Coordination. Bank of England, mimeo, January 1993.

Coakley, J., F. Kulasi und R. Smith. 1996. Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle. *The Economic Journal* 106: 620–627.

Eijffinger, S. und J. Lemmen. 1995. Money Market Integration in Europe. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 131: 3–37.

Feldstein, M. 1983. Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run. *European Economic Review* 21: 129–151.

Feldstein, M. und P. Bacchetta. 1991. National Saving and International Investment. In: *National*

*Saving and Economic Performance*, Hrsg. D. Bernheim und J. Shoven, 201–220. Chicago: University of Chicago Press.

Feldstein, M. und C. Horioka. 1980. Domestic Saving and International Capital Flows. *The Economic Journal* 90: 314–329.

Gordon, R. und A. L. Bovenberg. 1996. Why is Capital so Immobile Internationally? Explanations and Implications for Capital Income Taxation. *American Economic Review* 86: 1057–1075.

Kleinewefers Lehner, A. 1997. Glaubwürdigkeitsaspekte der Geldpolitik in Deutschland, der Schweiz, den Niederlanden und Österreich. Diss. Bern 1997.

Obstfeld, M. 1986. Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 24: 55–104.

Obstfeld, M. 1994. International Capital Mobility in the 1990s. CEPR Discussion Paper No. 902, London.

Popper, H. 1993. Long-term Covered Interest Parity: Evidence from Currency Swaps. *Journal of International Money and Finance* 12: 439–448.

Sinn, S. 1992. Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data. *The Economic Journal* 102: 1162–1170.

Summers, L. 1988. Tax Policy and International Competitiveness. In: *International Aspects of Fiscal Policies*, Hrsg. J. Frenkel, 349–380. Chicago: Chicago University Press.

Tesar, L. 1991. Savings, Investment and International Capital Flows. *Journal of International Economics* 31: 55–78.